



ISEG – INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO
UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

Crescimento económico e dinâmica Demográfica: Evidência empírica para Portugal

Patrícia Raquel Maia Gomes

Mestrado de Finanças

Orientação: Professora Doutora Paula Cristina Antunes Mateus de Albuquerque

Júri:

Presidente: Professora Doutora Maria Teresa Medeiros Garcia

Vogais: Professor Doutor Miguel Pedro Brito St. Aubyn
Professora Doutora Paula Cristina Antunes Mateus de Albuquerque



Crescimento económico e dinâmica Demográfica: Evidência empírica para Portugal, 1960 – 2009

Dissertação apresentada no Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa para obtenção de grau de Mestre em Finanças.

Resumo

Devido à evolução recente da demografia nos países industrializados, caracterizada por baixas taxas de fecundidade, baixas taxas de mortalidade infantil, baixas taxas de mortalidade e aumento da esperança média de vida, colocam-se a estes países questões que poderão vir de futuro e inclusivamente já na actualidade a levantar problemas económicos resultantes do decréscimo da população activa, quer pela diminuição da população jovem, quer pelo envelhecimento populacional.

Na elaboração do presente trabalho teve-se por objectivo verificar cientificamente a existência de uma relação empírica para Portugal entre variáveis económicas (PIB per capita e média dos salários reais per capita) e demográficas (taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil), tendo por base dados de 1960 a 2009.

A evidência de causalidade entre as variáveis sugere que estas apresentam uma relação de equilíbrio ao longo do tempo. A existência de causalidade, associada à confirmação de co-integração entre as quatro séries implica que, apesar de se poder assistir a desvios no curto prazo, o equilíbrio de longo prazo deve ser retomado e as quatro variáveis devem manter tendências de evolução comuns ao longo do tempo. Os resultados empíricos apontam para a endogeneidade da taxa de fecundidade e que o produto interno se encontra relacionado com as alterações nas escolhas associadas à natalidade e consequentemente evolução demográfica do país. Encontra-se ainda suporte estatístico que permite afirmar que uma redução da taxa de fecundidade levará a um abrandamento nas taxas de crescimento da economia.

As implicações dos resultados obtidos demonstram que a adopção de políticas de incentivo à natalidade poderão contribuir para impulsionar a fecundidade, a acumulação de capital e para além disso fomentar o crescimento do produto interno no longo prazo.

Palavras-chave: Fecundidade, Mortalidade Infantil, Crescimento económico, estacionaridade, endogeneidade

Abstract

Due to recent evolution of demography in industrialized countries, characterized by low fertility rates, decreasing infant mortality rates, decreasing mortality rates and increasing life expectancy, these countries have faced it selves with difficult questions that in a near future and presently may result on economic problems due to decreasing active population, because of falling young population and aging population.

The purpose of this research is to verify scientifically if there is any empirical relationship for Portugal between economic (GDP per capita and real average wages) and demographic variables (fertility rate and infant mortality rate), along 1960-2009 period.

The empirical evidence between these variables suggests that a long-run relationship exist. The causality evidence linked to the confirmation of cointegration between the four series implies that, although short-term deviations may exist, the long run equilibrium will be achieved again and the four variables will follow together throughout the time. The empirical results indicate that fertility rate should be considered as an endogenous variable and that the gross domestic product is connected to changes on birth choices and consequently to the demographic evolution of a country. Was found statistical support that allows to declare that a reduction of fertility rate will lead to a slowdown on economy growth rate.

The implications of achieved results show that the adoption of promoting birth politics will be able to contribute to fertility stimulation, will affect capital accumulation and fomenting the output growth in the long run.

Keywords: Fertility, Infant Mortality, Economic Growth, stationarity, endogeneity

Conteúdo

Resumo.....	I
Abstract	II
Conteúdo.....	III
Índice de Imagens	IV
Lista de abreviaturas	V
Agradecimentos	VI
1. Introdução	1
2. Crescimento e transição demográfica ocorrida em Portugal nos últimos anos	3
3. Revisão bibliográfica	8
4. Análise empírica – Caso Português	17
4.1. Existência de raiz unitária.....	18
4.2. Testes de Causalidade de Granger	25
4.3. Co-integração	28
4.4. Mecanismo de Correção dos Erros (VECM).....	34
4.5. Resposta das séries a eventuais Choques	40
5. Conclusões.....	45
6. Bibliografia	48
ANEXOS	50

Índice de Imagens

Ilustração 1 - Pirâmide Etária 1960	3
Ilustração 2 - Pirâmide Etária 1970	4
Ilustração 3 - Número de Emigrantes por 1000 Habitantes	5
Ilustração 4 - População residente por Grupo Etário.....	5
Ilustração 5 - Taxa de Fecundidade por Grupo Etário.....	6
Ilustração 6 - Série Temporal Log(PIBPC).....	20
Ilustração 7 - Correlograma Log(PIBPC)	20
Ilustração 8 - Correlograma D(Log(PIBPC),2)	21
Ilustração 9 - Teste ADF com termo constante.....	22
Ilustração 10 - Teste ADF com termo constante e tendência.....	24
Ilustração 11 - Teste de Causalidade de Granger.....	26
Ilustração 12 - Teste de Co-integração de Johansen, para variáveis a pares.....	29
Ilustração 13 - Desfasamentos a inserir no Modelo	30
Ilustração 14 - Teste de Co-integração de Johansen.....	32
Ilustração 15 - Significância dos parâmetros	34
Ilustração 16 - Vector de Correção de Erros.....	36
Ilustração 17 - Significância do Termo de Correção de Erro	38
Ilustração 18 - Significância das variáveis diferenciadas no Curto Prazo	39
Ilustração 19 - Função resposta a um impulso na variável D(LOG(PIBPC)).....	40
Ilustração 20 - Função resposta a um impulso na variável D(LOG(SALR)).....	41
Ilustração 21 - Função resposta a um impulso na variável LOG(TFEC)	43
Ilustração 22 - Função resposta a um impulso na variável LOG(TMORTIN)	44
Ilustração 23 - Fonte da Informação	51
Ilustração 24 - Série Temporal Log(SALR)	52
Ilustração 25 - Correlograma Log(SALR).....	53
Ilustração 26 - Correlograma D(Log(SALR),2).....	54
Ilustração 27 - Série Temporal Log(TFEC)	55
Ilustração 28 - Correlograma Log(TFEC).....	56
Ilustração 29 - Correlograma D(Log(TFEC)).....	57
Ilustração 30 - Série Temporal Log(TMORTIN).....	58
Ilustração 31 - Correlograma Log(TMORTIN).....	59
Ilustração 32 - Correlograma D(Log(TMORTIN))	60

Lista de abreviaturas

PIBPC	Produto Interno Bruto per capita
SALR	Média dos salários reais per capita
TFEC	Taxa de Fecundidade
TMORTIN	Taxa de Mortalidade Infantil
ADF	Augmented Dickey-Fuller
D(PIBPC)	Variável PIBPC diferenciada
D(SALR)	Variável SALR diferenciada
D(TFEC)	Variável TFEC diferenciada
D(TMORTIN)	Variável TMORTIN diferenciada
LOG	Logaritmo
D((PIBPC),2)	Variável PIBPC diferenciada duas vezes
D((SALR),2)	Variável SALR diferenciada duas vezes
D((TFEC),2)	Variável TFEC diferenciada duas vezes
D((TMORTIN),2)	Variável TMORTIN diferenciada duas vezes
D(LOG(PIBPC))	Variável LOG(PIBPC) diferenciada
D(LOG(SALR))	Variável LOG(SALR) diferenciada
D(LOG(TFEC))	Variável LOG(TFEC) diferenciada
D(LOG(TMORTIN))	Variável LOG(TMORTIN) diferenciada

Agradecimentos

Finalizada esta relevante etapa da minha vida e do meu percurso académico, não poderia deixar de agradecer a todos aqueles que me apoiaram neste percurso e contribuíram para a realização desta dissertação.

À Professora Doutora Paula Cristina Antunes Mateus de Albuquerque, o meu maior agradecimento por ter aceite a orientação deste trabalho, pela competência com que me orientou, tempo que me dedicou e compreensão que sempre manifestou. Pela sua crítica sempre tão atempada, como construtiva, estou-lhe muito grata.

Ao Professor Doutor António da Ascensão Costa, pelo conhecimento transmitido ao longo do curso de Mestrado e todo o apoio estatístico me facultou ao longo da realização desta tese.

Aos meus Pais, José Luís e Paula, agradeço pelo apoio, coragem e força que sempre me transmitiram e sem os quais não seria possível a realização deste mestrado.

Aos meus amigos agradeço todo o incentivo que me foram dando ao longo deste árduo percurso, pela compreensão, experiências partilhadas e palavras de apoio.

Aos meus colegas de curso, o meu muito obrigado pelos bons momentos que passámos, pelo espírito de entreaajuda e incentivo que me deram ao longo deste período.

Ao meu namorado, agradeço por todo o apoio e força que me deu para lutar pelos meus objectivos, pela paciência e compreensão e por ser um verdadeiro amigo e companheiro em todos os momentos que passamos juntos.

Por último, mas não menos importante, agradeço a todos os professores que comigo partilharam o seu saber.

A todos, o meu muito obrigado!



1. Introdução

A economia é uma ciência que procura responder a várias questões, nomeadamente temas relacionados com a satisfação das necessidades da população, tendo por base o pressuposto de que os recursos necessários para a satisfação das mesmas são escassos. Para além disso não se deve esquecer que a satisfação das necessidades presentes não deve condicionar as gerações vindouras e que o consumo de recursos deve ter em conta a satisfação das mesmas.

Apesar de todo o contexto de crise de que se fala actualmente, a realidade é que se vive numa época de relativa abundância e prosperidade, quando temos por comparação algumas décadas passadas. Tudo isto transformou a economia.

Com o desenvolvimento económico que se registou, foram surgindo várias teorias associadas ao conceito de crescimento económico, bem como à tentativa de explicação do mesmo.

Com a realização deste paper pretendo estudar qual a relação existente entre o crescimento económico e factores demográficos.

As variáveis abordadas no desenvolver deste trabalho serão: PIB per capita, média dos salários reais per capita, taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil.

Vários são os estudos internacionais existentes sobre esta temática, não sendo linear nem consensual a existência ou não de uma relação entre as variáveis demográficas e económicas, e em que sentido essa associação existe.

Assim, o que se pretende fazer na primeira secção deste paper é estudar a evolução demográfica em Portugal. Tendo em conta os dados históricos de 1960 a 2009 ir-se-ão analisar as alterações demográficas significativas que ocorreram, tendo em conta variáveis como a natalidade e mortalidade e não esquecendo a evolução de factores como a esperança média de vida e longevidade.

Numa segunda secção far-se-á um resumo bibliográfico sobre a evolução dos estudos associados ao crescimento económico e a importância da evolução demográfica para o mesmo, nomeadamente através da referência a uma grande diversidade de estudos realizados por vários autores e para variadíssimos países sobre a temática e apresentando as principais conclusões alcançadas.

Posteriormente, na terceira secção pretende-se fazer um estudo empírico para Portugal (1960 a 2009), de acordo com o estudo similar realizado para Espanha “Demography and Economic Growth in Spain: A time series analysis” (2003), de Climent e Meneu e verificar a sua aplicabilidade ao país. A estrutura seguida envolve um conjunto de ferramentas estatísticas que permitirão inferir sobre as relações que se estabelecem no curto e no longo prazo entre as quatro variáveis analisadas, o sentido em que se estabelece uma associação entre as mesmas e a sua endogeneidade. Posteriormente serão analisadas as respostas das diferentes séries a um choque ocorrido numa outra, com a finalidade de procurar determinar qual o comportamento a esperar em caso de ocorrência do evento previamente identificado.

Finalmente, pretende-se terminar com uma conclusão relativa ao estudo realizado, apresentando os principais resultados alcançados.

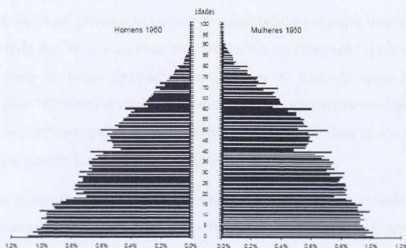
2. Crescimento e transição demográfica ocorrida em Portugal nos últimos anos

Este estudo procura encontrar uma associação ou relação entre as variáveis demográficas e económicas analisadas e em que sentido se estabelece essa relação. Assim sendo, o conceito de população estará presente no desenvolver de todo o trabalho, pelo que julgo ser interessante começar por realizar uma análise à evolução da população portuguesa e respectiva estrutura.

Como tal apresenta-se de vital importância compreender como é constituída a população, quer a distinção por idades, quer por sexos, bem como a respectiva evolução.

Neste sentido começa por se fazer uma breve análise à estrutura da população portuguesa, num sentido de compreensão da sua evolução temporal. Para tal, ir-se-á recorrer à análise da pirâmide etária da população portuguesa na década de 1960 (Fonte: INE).

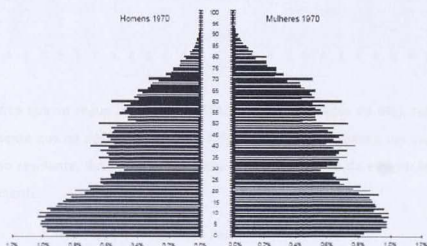
Ilustração 1 - Pirâmide Etária 1960



Pela observação da pirâmide etária de 1960, presente na Ilustração 1, consegue-se facilmente identificar um país com uma elevada taxa de natalidade (são as camadas mais jovens aquelas que apresentam uma maior percentagem da população total), o

que permite desde logo caracterizar a referida população como jovem. Para além disso, outro fenómeno observável nesta pirâmide prende-se com a baixa percentagem de população idosa (+ de 65 anos), o que me permite afirmar que nesta altura a esperança média de vida no país era relativamente baixa, como resultado provável do subdesenvolvimento do mesmo.

Ilustração 2 - Pirâmide Etária 1970



Uma década mais tarde assiste-se a um conjunto de fenómenos demográficos significativos (análise à Ilustração 2). De facto, começa a assistir-se a uma redução da população mais jovem (diminuição da taxa de natalidade) e por outro lado identifica-se na classe etária dos 20 aos 35 anos um decréscimo da população. Este decréscimo ficou-se a dever ao factor emigração que se fez sentir bastante entre meados da década de 60 e 70, contribuindo para a queda na população activa em Portugal. Este fenómeno foi justificado pela busca de melhores condições de vida, sendo que França era o principal país de destino dos jovens portugueses emigrados.

Para ilustrar precisamente o quão significativo foi este fenómeno, apresentam-se de seguida os valores respeitantes ao número de emigrantes por cada mil habitantes. De facto, a partir de 1963, assistiu-se a um forte aumento da emigração, que triplicou, vindo a estabilizar apenas a partir de meados da década de 70, nomeadamente por volta de 1975, Ilustração 3.

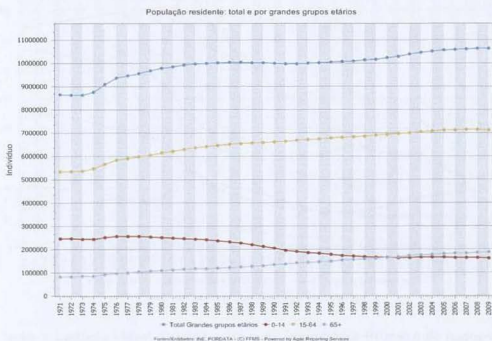


Ilustração 3 - Número de Emigrantes por 1000 Habitantes



Pelo gráfico que se segue (fonte: PORDATA, baseada em dados do INE), pode ver-se precisamente que da década de 70 para a década de 80 se assistiu a um aumento da população residente, Ilustração 4. Isto deve-se à estabilização da emigração referida anteriormente.

Ilustração 4 - População residente por Grupo Etário

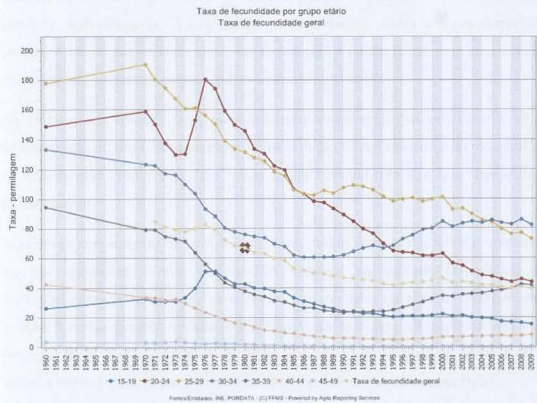


A partir do final da década de 80 iniciam-se dois fenómenos simultâneos: por um lado o aumento da população com idade superior a 65 anos e por outro a redução da população com idades compreendidas entre os 0 e os 14, resultado da diminuição da

taxa de natalidade. Como consequência, é nesta fase que se começa a assistir em Portugal ao tão falado “envelhecimento da população”.

É neste período, década de 80, que Portugal adere à Comunidade Económica Europeia (1986) e consequentemente adopta-se no país um estilo de vida mais urbano, à semelhança do que já acontecia noutros países europeus do Ocidente. O processo de adesão foi um processo contínuo, já que a adesão tinha sido solicitada anos antes. Tratou-se de uma altura marcada pela emancipação da mulher e industrialização/modernização do país. Como resultado da emancipação da mulher e da sua entrada no mercado do trabalho registou-se uma queda na taxa de natalidade e consequentemente de fecundidade como é possível verificar na ilustração 5.

Ilustração 5 - Taxa de Fecundidade por Grupo Etário



De facto, é bastante visível a queda na taxa de fecundidade (Número de nados-vivos de mulheres pertencentes a um determinado grupo etário, para um certo período de tempo – 1 ano –, em função do efectivo médio de mulheres desse grupo de idade nesse período, por 1000) e isto principalmente nas faixas etárias mais baixas.

Observando o gráfico, é notório, a partir de meados da década de 70 uma queda na taxa de fecundidade para a generalidade dos grupos etários. Contudo é nas faixas dos 20-24 e dos 25-29 que a queda é mais abrupta, o que reflecte a decisão, por parte dos casais, de adiamento da gravidez e da diminuição do número de filhos.

Voltando ainda ao gráfico do total da população residente, ilustração 4, é importante chamar a atenção para o que ocorre nos inícios do século XXI. Assiste-se a um aumento da população com mais de 65 anos, que passa mesmo a faixa dos 0 aos 14 anos. Consequentemente assiste-se a um dos problemas que se vive actualmente e que se prende com a sustentabilidade da segurança social resultante do aumento do nº de dependentes, face a uma população activa bastante estável. Esse aumento do número de dependentes, traduz-se em despesas sociais acrescidas para financiar as pensões de velhice, o que num caso extremo poderá originar um mal-estar social e conduzir, inclusivamente, a um conflito entre gerações. Outra das preocupações prende-se com o aumento das despesas sociais com a saúde, já que para idades mais avançadas, os montantes gastos tendem a ser mais elevados.

Há ainda quem defenda que resultante deste envelhecimento se assiste a uma desaceleração do ritmo de inovação e a uma redução da flexibilidade e da mobilidade da mão-de-obra. Todos estes são temas a que Portugal terá que fazer frente nos próximos anos.

Resumindo brevemente os pontos anteriores, foram visíveis nas últimas décadas algumas alterações a nível demográfico – queda na taxa de fecundidade e consequentemente natalidade, bem como uma redução na taxa de mortalidade infantil. Simultaneamente assistiu-se a um aumento da esperança média de vida e o consequente aumento da população idosa. Desta forma verificou-se aquilo a que alguns autores designam por processo de “duplo envelhecimento da população”.

De seguida prosseguir-se-á para a revisão bibliográfica sobre a temática das relações entre as variáveis demográficas e económicas, que no terceiro capítulo será convertida na análise das séries temporais em estudo, referentes ao caso português.

3. Revisão bibliográfica

A temática da influência que as variáveis demográficas apresentam sobre o crescimento económico e a economia na globalidade tem sido alvo de intenso debate nas últimas décadas. Assim o conhecimento relativo a este tema tem evoluído rapidamente.

Efectivamente, a realidade descrita no primeiro capítulo foi algo que no decorrer do século XX ocorreu em vários países. Dentro deste âmbito vários autores procuraram então explicar/relacionar o PIB per capita com a taxa de crescimento demográfica.

Andando várias décadas para trás, verificamos que o estudo da relação entre crescimento populacional e económico foi iniciado por economistas bastante conceituados: Malthus e Adam Smith. De facto foi o primeiro que propôs que o crescimento do produto poderia ter como determinante o crescimento populacional. Já o segundo autor mencionado sustentou que a análise do crescimento se deveria basear no indicador per capita do produto e não no produto agregado.

Segundo os “classicistas” a população e a variação da mesma no longo prazo devem ajustar-se ao crescimento económico, sendo esta última variável vista como exógena. Simultaneamente defendem que existe no curto prazo uma relação positiva entre os desvios do rendimento per capita e taxa de crescimento económico.

O Modelo Neoclássico de Solow (1956) surge como uma extensão ao modelo clássico, aparecendo como resposta à teoria apresentada por Harrod e Domar duas décadas mais cedo. Segundo estes dois autores, a economia no longo prazo apresentava um comportamento instável, caracterizado por desequilíbrios sucessivos e crescentes, pelo que a intervenção do Governo se tratava de uma necessidade permanente por forma a garantir o correcto funcionamento económico. Esta teoria retratava a visão keynesiana relativamente ao curto prazo, assentando num modelo que procurava explicar o crescimento no longo prazo.

O modelo de Solow surge então para refutar a teoria de Harrod e Domar, tendo como finalidade demonstrar que nas economias de mercado é possível verificar-se um

crescimento no longo prazo de forma permanente e sustentada, inclusivamente sem a intervenção directa do Governo na economia.

Para explicar brevemente este modelo, torna-se essencial enunciar os pressupostos em que o mesmo assenta:

1. Assume-se que a função descrita no mesmo, função de produção, apresenta rendimentos constantes à escala no que toca a todos os factores que são acumuláveis ao longo do tempo. Os factores a que nos referimos são o capital e o trabalho – este último apresenta-se medido em termos de eficiência, ou seja é composto pelos factores força de trabalho e nível de conhecimento tecnológico;
2. No que toca à acumulação de capital, os seus rendimentos marginais são decrescentes, ou seja a partir de um determinado ponto, à medida que se vão adicionando unidades de capital, a sua contribuição para o aumento da produção do país será cada vez menor;
3. A força de trabalho cresce a uma taxa constante, positiva e exógena;
4. O conhecimento tecnológico, à semelhança da força de trabalho, aumenta a uma taxa constante, positiva e exógena.
5. A taxa de poupança é constante, positiva e exógena, variando o seu valor entre zero e um;
6. O mercado funciona livremente e de uma forma perfeita, de tal modo que são os valores das produtividades marginais que contribuem para a determinação do nível de remuneração aplicável aos factores produtivos utilizados no processo de produção.

De acordo com este modelo, à medida que a população aumenta, não se assiste a um crescimento económico equivalente devido à consequente diluição do capital.

De acordo com os pressupostos anteriores, o que a função descrita no modelo neoclássico estabelece é uma relação entre o que capital e o trabalho, a fim de obter aquilo que é produzido com base numa conjugação dos dois elementos anteriores.

Esta função de produção vem descrita numa função do tipo Cobb-Douglas, tal que: $Y=F(K,N)$, em que Y representa a produção e K e N, o capital – físico ou material – e o trabalho respectivamente. Para além destes factores a produção é ainda influenciada pelo conhecimento tecnológico.

As principais conclusões do modelo de Solow são que:

- A economia apresenta uma tendência de crescimento balanceado, qualquer que seja a relação entre os factores capital e trabalho iniciais;
- O produto per capita, capital per capita, consumo per capita e a poupança per capita são constantes a longo prazo;
- O progresso tecnológico apresenta-se como um driver mais rápido de crescimento permanente.
- Um aumento da taxa de crescimento populacional leva a um aumento da taxa de crescimento, contudo assiste-se a uma redução dos níveis de produto per capita;

Contudo, vários foram os estudiosos da matéria que surgiram a discordar da formulação do modelo tendo por base dados referentes a vários países.

O que já se concluiu do capítulo anterior foi que a evolução da população não é estável ao longo do tempo, sofrendo oscilações de acordo com fenómenos que vão ocorrendo, tais como a emigração ou a entrada da mulher no mundo do trabalho. Assim, por exemplo, quando se verifica um aumento populacional, o investimento deve ser suficiente para fornecer capital aos trabalhadores adicionais que vão surgindo na economia, a fim de manter o rácio capital-trabalho.

O processo apresentado no capítulo anterior que descreve o que comumente designamos por transição demográfica foi gerador de ganhos no momento em que se assistiu à redução da fecundidade, isto porque o que se verificou foi um crescimento do rácio população activa versus população total [Bloom e Sevilla (2003)]. O aumento desse rácio deu-se por duas vias: não apenas pelo lado dos natalidade, mas também

pela diminuição da taxa de mortalidade que numa fase inicial contribuiu para o aumento da população activa [Mason (2005)].

Este ganho gerado inicialmente originou dois tipos de oportunidades: aumento dos produtores e consumidores, o que abriu uma janela a um aumento da produção interna, quer pelo lado do aumento da procura, quer pelo lado do aumento da oferta [Prskawetz et al (2007)]. Por outro lado, daqui adveio uma diluição do capital, com a consequente redução do rácio de capital pela população activa, mas simultaneamente uma redução do rácio de dependência [Bloom e Williamson (1998)].

No entanto este ganho não é sustentável num horizonte temporal longo, uma vez que apenas diz respeito ao período de tempo inicial no qual se assiste à transição demográfica. Assim, com o decorrer do tempo e pelo facto desta tendência de baixa taxa de mortalidade se manter, rapidamente se inverte a sua contribuição para o rácio população activa por população total, pois o aumento do número de idosos, leva a um aumento do rácio de dependência de idosos [Mason (2005)].

Como consequência, as populações envelhecidas da actualidade, de que Portugal é um exemplo, enfrentam um problema no que toca aos seus rendimentos, pois assiste-se a um cada vez menor número de pessoas activas a contribuir para a população dependente. Assim, e uma vez que o envelhecimento da população é uma realidade, um dos desafios que hoje enfrentamos prende-se com a consciencialização das pessoas para o aumento da esperança média de vida e como a mesma leva a que seja necessário adaptar comportamentos no que toca aos padrões de consumo e poupança até aqui adoptados, por forma a que cada um nós ao chegar a uma idade mais avançada consiga manter o nível de vida e fazer frente à ausência de rendimento resultante do trabalho.

É usual verificar-se que existe alguma confusão no que toca à distinção entre equilíbrios de longo prazo e transições dinâmicas. De facto, uma análise incorrecta da situação em causa pode originar a implementação de medidas de política económica indesejáveis uma vez que pode levar a efeitos contrários aos desejados. Assim, o impacto económico na evolução demográfica é fortemente influenciado pela política. As reduções em termos de mortalidade podem originar um aumento da força de

trabalho disponível e por conseguinte gerar uma maior poupança e aumentar os retornos para a educação [Bloom e Canning (2001)]. Contudo não se deve esquecer que o contributo para o aumento da força de trabalho pode ser apenas temporário devido ao envelhecimento da população.

As políticas governamentais adoptadas acabam por ter efeitos directos ou indirectos na demografia de um país, como por exemplo as políticas demográficas que se traduzem em medidas de incentivo à natalidade, como subsídios de nascimento, licenças de parto alargadas, abonos progressivos em função do número de filhos e benefícios fiscais a famílias numerosas. Também as políticas associadas à área da saúde contribuem para uma melhoria do nível de vida, desde logo pelo aumento da esperança média de vida que lhe está associado e pelo facto de contribuir para a promoção do crescimento económico no longo prazo. Outra área que acaba por ter influência na evolução demográfica é a educação, já que um bom sistema de educação público contribui para a melhoria das perspectivas de nível de vida futura e consequentemente para a prossecução dos objectivos de crescimento económico.

Esta dissertação aborda a temática da relação entre variáveis económicas e demográficas, mas este não se trata de um tema novo, sendo já vasto o número de autores e países para os quais foram realizados estudos semelhantes. Alguns desses estudos foram os realizados para Espanha [Climent e Meneu (2003)], para a Grécia [Hondroyannis e Papapetrou (1999)], Paquistão [Hussain, Malik e Hayat (2009)], Coreia [Jeon e An (2006), Suécia [(Schultz (1995) e Lindh, Croix e Malmberg (2009)], entre outros.

Para o caso espanhol foram estudadas as relações entre quatro séries, duas demográficas e duas económicas recorrendo a técnicas estatísticas avançadas e com base em dados anuais de 1960 a 2000. As conclusões alcançadas levaram a concluir que no caso de Espanha existe uma relação entre a taxa de fecundidade, taxa de mortalidade infantil, PIB per capita e salários reais per capita. Além disso, também a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as quatro variáveis explicitadas ficou provada, bem como um efeito positivo do rendimento na procura por crianças e

simultaneamente um impacto negativos na taxa de fecundidade, como resultado de um choque salarial positivo.

Uma conclusão adicional deste estudo prende-se com o facto de confirmar estatisticamente a endogeneidade das variáveis taxa de fecundidade e Produto Interno Bruto, o que leva a assumir-se que, no caso deste país, os melhores modelos económicos a aplicar devem contemplar o crescimento económico e a fecundidade com endógenos, contra os modelos comumente utilizados que consideram o crescimento populacional uma variável exógena, ou que consideram o progresso tecnológico exógeno como única fonte de crescimento.

No contexto da Grécia foi realizado um trabalho similar, tendo por base dados dos anos 1960 a 1995. À semelhança do já exposto para Espanha, foram investigadas as relações existentes entre alterações demográficas, tendo por base as variáveis taxa de fecundidade e rácio de dependência da população idosa, e variáveis económicas, considerando o crescimento do produto e a força de trabalho. Uma vez mais se conclui a existência de relação entre as quatro variáveis no longo prazo. Os resultados obtidos levaram a concluir que um aumento do rácio de dependência da população idosa e uma diminuição da taxa de fecundidade levarão a uma degradação da performance global da economia, devendo estas conclusões ser tidas em conta por aqueles que definem as políticas a adoptar no país.

Foi detectado no curto prazo a existência de causalidade em ambos os sentidos entre as variáveis fecundidade e força de trabalho e, também, que a taxa de fecundidade afecta o produto. Relativamente ao longo prazo as conclusões a retirar prendem-se com a endogeneidade de ambas as variáveis demográficas e crescimento económico.

Efectivamente conclui-se que um choque negativo no emprego leva a um aumento da taxa de fecundidade e simultaneamente um crescimento desta taxa leva a um aumento da produção interna no longo prazo. Já no que toca a um aumento no rácio de dependência, verifica-se como resposta uma redução quer do esforço de trabalho, quer do produto interno.

Para o caso grego existe um outro estudo, no qual foram estimadas as rela  es entre taxa de mortalidade infantil, fecundidade, decis o de casamento, sal rios reais e PIB per capita para o per odo de 1960 e 1998. As conclus es retiradas foram que uma redu  o na taxa de mortalidade infantil origina um decr scimo das taxas de fecundidade no longo prazo e que um incremento nos sal rios reais leva a um decr scimo da nupcialidade e fecundidade.

Um trabalho no mesmo  mbito foi realizado para o Paquist o, procurando encontrar uma associa  o entre as vari veis demogr ficas e econ micas tendo por base dados de 1972 a 2006. Procurou-se descrever a taxa de crescimento do produto interno tendo por base as vari veis taxa de mortalidade infantil, taxa de fecundidade, sal rios reais, crescimento da f rça de trabalho e taxa de crescimento da popula  o. De acordo com as conclus es retiradas, uma redu  o na mortalidade infantil e na taxa de fecundidade levar o a uma acelera  o na do crescimento econ mico, tal como um aumento nos sal rios tamb m originar  um impacto positivo ao n vel do produto interno. Vem ainda provado que o crescimento populacional contribui para um crescimento econ mico. De facto pela teoria econ mica, um crescimento r pido da popula  o ir  estimular o desenvolvimento tecnol gico e o aparecimento de economias de escala.

No  mbito da Coreia foi estudada a exist ncia de uma associa  o entre a performance da economia com base em factores demogr ficos, para os anos 1970 a 2003. Este estudo foi motivado pela boa performance da economia que se registou nos anos enunciados para este pa s e pelo facto de crer que este fen meno se encontra em grande parte relacionado as tend ncias demogr ficas recentes, j  que a Coreia se trata de um pa s que apenas recentemente entrou no processo de transi  o demogr fica.

No mesmo trabalho defende-se que a transi  o demogr fica pode ser dividida em tr s estados: alta fecundidade e alta mortalidade, alta fecundidade e baixa mortalidade e finalmente baixa fecundidade e baixa mortalidade. Nas primeira e segunda fases, a oferta de trabalho e a taxa de poupan a aumentam, o que se traduz num aparente efeito positivo na economia. Contudo, com a passagem para a terceira fase na transi  o demogr fica, verificada nos  ltimos anos, assiste-se a um envelhecimento da

população e a uma consequente diminuição da oferta de trabalho e da taxa de poupança. São utilizadas três variáveis no estudo referido, nomeadamente o PIB per capita, a taxa de poupança e o rácio de dependência, tendo este último duas vertentes: quer pelo lado da população idosa, quer a população jovem (sem idade para trabalhar).

Da análise realizada, conclui-se que efectivamente a boa performance da economia se encontrava até 2003 associada a factores de índole demográfica, provenientes do dividendo demográfico originado pela dita transição e simultaneamente conjugado com progresso tecnológico, poupança, acumulação de capital, políticas adoptadas, etc. Tendo por base a conclusão de existência de um dividendo demográfico resultante desta transição, é referido no estudo que foram encontradas evidências de que o mesmo dividendo venha a desaparecer já a partir da primeira década do século 2000 devido ao aumento do rácio de dependência, impulsionado pelo aumento do rácio de dependência da população idosa e consequente um abrandamento da taxa de crescimento da economia. São fornecidas neste estudo linhas de orientação relativas à forma de ultrapassar esta situação, nomeadamente através de um aumento na produtividade e também de incentivos fiscais à realização de poupanças privadas.

No caso da Suécia existem, também, alguns estudos elaborados no âmbito da demografia versus economia. De referir um realizado em 1985, que utilizando dados de 1860 a 1910 estimou que cerca de 25% da queda na fecundidade neste país se ficou a dever à redução de 50% na mortalidade infantil.

Embora adoptando uma metodologia relativamente diferente dos trabalhos anteriormente referidos, no âmbito da Suécia, foi realizado um estudo que procurava descrever um modelo que permitisse explicar o crescimento económico deste país e efectuar previsões sobre o mesmo. Para tal foram analisados dados de 111 países, de 1950 a 1996 e com base nas estimações efectuadas elaborou-se uma regressão com a finalidade de explicar o PIB per capita tendo por base variáveis demográficas tais como esperanças de vida à nascença e distribuição da população por escalões etários. Efectivamente conclui-se que o decréscimo na mortalidade e consequente alteração na estrutura etária da população contribuíram para o crescimento económico na

Suécia. Adicionalmente demonstrou-se que a esperança de vida se encontra positivamente correlacionada com o produto per capita. Além das duas conclusões já referidas, uma outra de interesse deve-se ao facto da regressão estimada, com base em dados da década de 50 e posterior, ter-se sido aplicada à Suécia para verificar se em termos históricos, para décadas anteriores (1870 em diante) a mesma regressão continuava a descrever o comportamento do produto sueco. A mesma veio a verificar-se explicativa o que, consequentemente, levou à importante conclusão que o modelo estimado com base em dados recentes pode ser utilizado com sucesso para anos anteriores na estimação da produção nacional. Isto evidencia a considerável estabilidade na relação empírica entre a estrutura demográfica e o crescimento económico, suportando portanto a ideia de que as alterações demográficas se tratam de um ponto importante na determinação do produto per capita.

Muitos mais são os estudos existentes sobre a temática do crescimento economia e alterações demográficas, sendo variadas as metodologias aplicadas para o estudo da relação existente, bem como larga a variedade de séries utilizadas neste âmbito. A título exemplificativo, poder-se-ão ainda referir os estudos de Lindh e Malmberg que se dedicaram às mesmas questões, mas para dados relativos a uma ampla diversidade de países, tal como a OCDE (1998) ou a União Europeia (2008).

Contudo, a conclusão essencial a retirar daqui é que efectivamente – sendo já vários os autores que se dedicaram a esta temática, independentemente do país ou países analisados – a componente demográfica e económica apresentam uma ligação muito estreita entre elas.

Este trabalho procurará averiguar a existência desse tipo de relações para Portugal.

De seguida apresentar-se-á a metodologia proposta para o estudo da relação entre as quatro variáveis – PIB per capita, salários reais per capita, taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil.

4. Análise empírica – Caso Português

Nesta secção pretende-se analisar a existência de relações de curto e longo prazo entre as séries demográficas e económicas consideradas, partindo do pressuposto que qualquer uma dessas variáveis poderá ser endógena. As variáveis económicas e demográficas utilizadas neste estudo são os dados anuais históricos de 1960 até 2009 para quatro séries: PIB per capita (real, com base em 2006), a média dos salários reais per capita, a taxa de fecundidade e a taxa de mortalidade Infantil, cuja fonte poderá ser encontrada na ilustração 23, nos anexos. Para a realização desta análise recorrer-se-ão às metodologias desenvolvidas por Dickey e Fuller, Granger e Johansen para estudar a estacionaridade das séries, relações de causalidade de curto prazo e a existência de relações de co-integração.

Explicitando melhor os cinco passos que se irão seguir na análise, o estudo estará organizado da seguinte forma:

1. A primeira questão a tratar estará relacionada com o estudo da estacionaridade das séries em análise, verificando-se a ordem de integração das mesmas com recurso a um teste de existência de raiz unitária. O teste utilizado será o Augmented Dickey-Fuller. Se se chegar à conclusão que as séries são integradas da mesma ordem, podem-se propor modelos de relações entre as variáveis, quer duas a duas, quer como um todo, isto porque os testes de causalidade são válidos se as variáveis forem integradas da mesma ordem.
2. O passo seguinte passa precisamente por estabelecer a relação de causalidade entre as variáveis duas a duas, recorrendo-se para tal ao teste de causalidade de Granger. As relações detectadas são válidas para um horizonte temporal curto.
3. Para se proceder ao estudo de um horizonte mais longo, recorrer-se-á ao estudo da existência de relações de co-integração. Os testes de co-integração apresentam como propósito determinar se as séries seguem evoluções e tendências paralelas mas agora num horizonte de longo prazo.

4. Na eventualidade de se verificar a existência de um vector de co-integração, prosseguir-se-á o estudo com a estimação do vector de correcção de erros. Neste tipo de representação, aumenta o grau de explicação associado ao modelo uma vez que as variações em pelo menos uma das variáveis são explicadas, não só por variáveis de curto prazo mas também por um termo de erro observado no período anterior. Este termo de erro considerado representa o desvio na relação de longo prazo. Admite-se que, no longo prazo, as variáveis estão em equilíbrio e que qualquer desvio a esse equilíbrio num determinado momento do tempo tende a ser compensado no período seguinte, em sentido contrário, de modo a que o mesmo equilíbrio se mantenha. Daí a relevância de incluir o termo de erro no modelo.
5. Finalmente, procurar-se-ão analisar as respostas das diversas variáveis a eventuais choques, numa outra das séries em estudo através das funções de resposta a impulsos.

De seguida apresentam-se os cinco passos descritos começando pela existência de raiz unitária.

4.1.Existência de raiz unitária

A série original de dados pode não ser estacionária, mas ser transformada numa série estacionária após d diferenças. Se uma série deve ser diferenciada d vezes antes de se tornar estacionária, então ela contém d raízes unitárias e é dita série integrada de ordem d [Harris (1995)].

O que agora se vai estudar é precisamente a existência de raiz unitária para as séries em análise, a fim de se poder extrair conclusões acerca da sua estacionaridade.

Para isso recorrer-se-á, tal como referido anteriormente ao teste de Dickey-Fuller aumentado, que parte de um processo $AR(p) - y_t$ – e que se baseia nas três formas seguintes de regressões:

- Sem constante e sem tendência: $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t$
- Com constante, mas sem tendência: $\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + u_t$
- Com constante e tendência determinística: $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + u_t$

As hipóteses testadas são:

Hipótese nula $\rightarrow H_0: \delta = 0$ (Existência de raiz unitária)

Hipótese alternativa $\rightarrow H_1: \delta \neq 0$ (Processo “estacionário” ou processo “explosivo”)

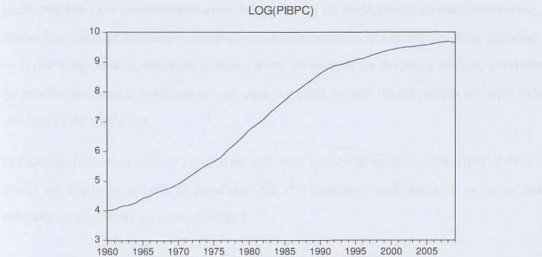
A estatística de teste a considerar para o parâmetro α será a t e os valores críticos aqueles calculados através de simulação por MacKinnon (1996).

No que toca à aceitação da hipótese alternativa, poderão surgir dúvidas entre o processo ser estacionário ou explosivo. Um processo é explosivo quando, na realização do teste ADF à variável Y , o coeficiente da variável Y_{t-1} é positivo. Como tal este será outro dos pontos na analisar nos resultados do teste ADF.

Começando pela variável PIB per capita, a primeira transformação efectuada nesta série foi a sua logaritmização, na tentativa de tornar as variâncias menores e desta forma mais facilmente obter homocedasticidade dos dados. Esta transformação foi aplicada às quatro séries em estudo precisamente pelo mesmo motivo.

Desenhou-se o gráfico da variável $\text{Log}(\text{PIBPC})$ para tentar detectar a presença ou ausência de estacionaridade.

Ilustração 6 - Série Temporal Log(PIBPC)



Pela ilustração 6 pode-se desde já dizer que esta série não é estacionária nem em média nem em variância. Para corroborar esta conclusão recorreu-se à análise do correlograma da variável.

O referido correlograma encontra-se na ilustração que se segue, ilustração 7:

Ilustração 7 - Correlograma Log(PIBPC)

Date: 01/30/11 Time: 17:39

Sample: 1960 2009

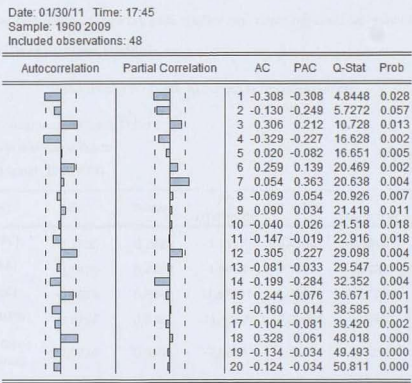
Included observations: 50

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.958	0.958	48.660	0.000
		2 0.911	-0.070	93.640	0.000
		3 0.863	-0.048	134.81	0.000
		4 0.811	-0.061	172.00	0.000
		5 0.757	-0.052	205.14	0.000
		6 0.702	-0.041	234.30	0.000
		7 0.645	-0.058	259.46	0.000
		8 0.586	-0.052	280.74	0.000
		9 0.525	-0.057	298.24	0.000
		10 0.463	-0.057	312.17	0.000
		11 0.400	-0.045	322.83	0.000
		12 0.337	-0.042	330.60	0.000
		13 0.275	-0.038	335.90	0.000
		14 0.213	-0.039	339.17	0.000
		15 0.152	-0.045	340.88	0.000
		16 0.090	-0.053	341.50	0.000
		17 0.030	-0.045	341.57	0.000
		18 -0.028	-0.033	341.64	0.000
		19 -0.084	-0.031	342.23	0.000
		20 -0.136	-0.022	343.84	0.000
		21 -0.184	-0.010	346.89	0.000
		22 -0.229	-0.027	351.77	0.000
		23 -0.270	-0.021	358.81	0.000
		24 -0.307	-0.011	368.25	0.000

Pela análise dos dados poder-se-ia dizer que estamos perante uma sério do tipo AR (auto-regressiva) e simultaneamente desconfiar-se da inexistência de estacionaridade, detectável através da função de auto-correlação parcial. Para confirmar isto, analisou-se o correlograma da variável, aplicando-lhe diferenças de primeira ordem. Contudo da análise do mesmo verificou-se que uma vez mais o valor da estatística de teste saía das barras de confiança.

Prosseguindo com o estudo conclui-se que este processo apenas seria estacionário a partir da segunda ordem. O resultado do correlograma, aplicando-se as segundas diferenças, apresenta-se na ilustração 8:

Ilustração 8 - Correlograma D(Log(PIBPC),2)



Todos estes passos foram realizados para as restantes três variáveis e os resultados poderão ser consultados nos anexos. Resumindo brevemente as conclusões para as restantes variáveis:

No que respeita à média dos salários reais per capita, pode-se afirmar que pela evolução da série, ilustração 24, conclui-se desde logo que a mesma não é estacionária

nem em média nem em variância. A análise dos correlogramas da série, original e com segundas diferenças, ilustrações 25 e 26 respectivamente, levam a crer que a série será estacionária de segunda ordem, à semelhança do PIB per capita.

No que toca às variáveis demográficas, tanto a taxa de fecundidade, como a taxa de mortalidade infantil aparentam ser estacionárias de primeira ordem, pela análise dos respectivos correlogramas, com a aplicação de primeiras diferenças, ilustrações 29 e 32 respectivamente.

De seguida, na ilustração 9 apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária, com base no teste de Dickey-Fuller aumentado com termo de intersecção a fim de testar se as conclusões retiradas pela análise dos correlogramas apresentam suporte estatístico [Dickey e Fuller (1979)]:

Ilustração 9 - Teste ADF com termo constante

TESTE ADF (Augmented Dickey-Fuller)

H_0 : Variável tem raiz unitária

Amostra Original: 1960 2009

Variável	Níveis	P-value	1 ^{as} Diferenças	P-value	2 ^{as} Diferenças	P-value
LOG(PIBPC)	-2,2500	0,1921	-1,7127	0,4186	-9,6960*	0,0000*
LOG(SALR)	-2,0486	0,2659	-1,8454	0,3547	-7,7226*	0,0000*
LOG(TFEC)	-0,4874	0,8847	-5,6783*	0,0000*	-11,4795	0,0000
LOG(TMORTIN)	-0,5292	0,8762	-11,4132*	0,0000*	-10,6652	0,0000
Valores Críticos de Referência	-2,9224	0,0500	-2,9238	0,0500	-2,9252	0,0500

* indica que a série é estacionária para um nível de significância de 5%
Modelo com termo de intersecção

No quadro acima, apresentam-se os resultados para o teste de raiz unitária em níveis, primeiras diferenças e segundas diferenças para as quatro variáveis analisadas. O que se conclui da análise para variáveis em níveis é que, tanto pelo *valor p* obtido, como

pelo valor da *estatística t*, não se pode rejeitar a hipótese nula para um grau de confiança de 5%. Isto significa que nenhuma das séries é estacionária.

Assim sendo, procede-se à análise das séries das primeiras diferenças. Contudo nesta análise as conclusões já não são tão lineares para as quatro séries. Aqui pode-se fazer a análise por dois blocos: as variáveis económicas no primeiro e as demográficas no segundo. A conclusão obtida a partir do quadro é que mesmo aplicando as primeiras diferenças, para as variáveis económicas ainda não se obtém séries estacionárias, ou seja pode-se concluir que estas séries não são $I(1)$. Já no que toca às variáveis demográficas estas conclusões não são verdadeiras. Pelo resultado confirma-se que efectivamente as séries são estacionárias, podendo por isso ser designadas por séries integradas de primeira ordem.

No entanto esta análise não termina por aqui, uma vez que ainda não se determinou a ordem as duas séries económicas analisadas. Os resultados obtidos no teste de ADF, levam a concluir-se que as séries Log(PIBPC) e Log(SALR) são ambas estacionários à segunda ordem, ou seja, são $I(2)$. Consegue-se assim chegar a um resultado que permite rejeitar H_0 e aceitar a hipótese alternativa de estacionaridade.

Os testes de ADF apresentados anteriormente foram realizados para as variáveis em logaritmos e com um termo de intersecção, não se colocando qualquer termo de tendência no teste. Para despistar a possibilidade de que a inclusão de um termo de tendência afectasse a ordem das séries, uma análise similar à anterior foi realizada e desta vez contemplando tanto o termo de intersecção como o de tendência.

Os resultados apresentam-se na ilustração 10:

Ilustração 10 - Teste ADF com termo constante e tendência

TESTE ADF (Augmented Dickey-Fuller)

H_0 : Variável tem raiz

unitária

Amostra Original: 1960

2009

Variável	Níveis	P-value	1 ^{as} Diferenças	P-value	2 ^{as} Diferenças	P-value
LOG(PIBPC)	0,2301	0,9976	-2,5258	0,3150	-7,4976*	0,0000*
LOG(SALR)	0,1032	0,9965	-2,6597	0,2573	-6,6458*	0,0000*
LOG(TFEC)	-0,9787	0,9376	-5,6452*	0,0001*	-11,3602	0,0000
LOG(TMORTIN)	-1,5249	0,8071	-11,2227*	0,0000*	-10,7373	0,0000
Valores Críticos de Referência	-3,5043	0,0500	-3,5064	0,0500	-3,5107	0,0500

* indica que a série é estacionária para um nível de significância de 5%
Modelo com termo de intersecção e tendência

Analisando o quadro anterior, verifica-se que as conclusões retiradas para as quatro séries apenas com o termo de intersecção não se alteram se se adicionar ao teste um termo de tendências.

Então as conclusões a retirar são que as séries PIB per capita e salários reais per capita são ambas I(2). Já as séries demográficas em análise, taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil, são I(1).

Como tal, para fechar esta análise e continuar com o estudo das relações de causalidade entre as séries torna-se importante referir que para a análise de co-integração que se pretende fazer se deveriam ter dados integrados da mesma ordem, pelo que a opção a seguir será para as séries demográficas (I(1)) utilizar os dados originais e para as séries económicas (I(2)), recorrer aos dados originais, mas aplicando-lhes as primeiras diferenças. Assim, as séries económicas serão analisadas em termos de variações. Tudo isto porque se se utilizarem as séries económicas diferenciadas, então as quatro séries em análise já serão todas I(1), podendo-se como tal prosseguir para o estudo de co-integração entre elas.

4.2. Testes de Causalidade de Granger

Os testes de co-integração assumiram grande relevância nas últimas duas décadas ao nível da realização de estudos entre variáveis. A importância dos mesmos prende-se com o facto de permitirem o estudo da existência de relações entre as variáveis em análise. Aqui serão utilizados dois tipos de testes de co-integração: o teste de causalidade de Granger e o teste de Johansen.

O segundo ponto da metodologia a aplicar prende-se precisamente com a aplicação do teste de Granger a fim de determinar se as variáveis são ou não co-integradas.

O estudo de Granger relativamente à questão “Será que uma série x causa y ” vem no sentido de se conseguir identificar se a série y poderá ser causada por valores passados de y , bem como se a inclusão de valores da série x poderão ou não melhorar o nível de explicação da variável inicial. De acordo com este conceito, diz-se que y é causado no sentido de Granger por x , se o x ajuda a prever a série y ou equivalentemente se os coeficientes de x 's para os vários níveis de desfasamento incluídos no teste se apresentam como estatisticamente significativos. Esta causalidade poderá ocorrer nos dois sentidos, contudo isto não se trata de uma premissa obrigatória, ou seja, se y causa x , x não terá que causar y no sentido de Granger, apesar de que a referida situação poderá acontecer.

O teste realizado prende-se com a estimação de regressões a pares, para todas as possíveis combinações de séries y e x .

Então as regressões calculadas serão:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + e_t$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_l x_{t-l} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + u_t$$

As hipóteses testadas são $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_l = 0$ e os resultados do teste são fornecidos pelos resultados da estatística de Wald.

Adicionalmente, Granger e Eagle (1987) detectaram que variáveis não estacionárias, do tipo passeio aleatório, em algumas situações poderão ser incluídas em modelos de

regressão e que a combinação linear entre elas pode originar a estacionaridade. Nos casos em que isso acontece as séries em causa serão designadas por co-integradas.

De seguida, apresentam-se os resultados do teste de Causalidade de Granger para as quatro variáveis em análise:

Ilustração 11 - Teste de Causalidade de Granger

		Lags			
Y	X	1	2	3	4
D(LOG(PIBPC))					
D(LOG(SALR))	F	12,2657*	6,75114*	3,49051*	4,93729*
	p-value	0,0011	0,0029	0,0245	0,0028
LOG(TFEC)	F	11,0188*	4,02801*	2,04272	1,04798
	p-value	0,0018	0,0251	0,1237	0,3962
LOG(TMORTIN)	F	0,22725	1,11088	0,78279	1,41026
	p-value	0,6359	0,3387	0,5108	0,2503
D(LOG(SALR))					
D(LOG(PIBPC))	F	1,45182	1,54100	1,04800	2,23538
	p-value	0,2345	0,226	0,3822	0,0845
LOG(TFEC)	F	0,57957	1,34727	5,55301*	4,63724*
	p-value	0,4505	0,271	0,0028	0,004
LOG(TMORTIN)	F	0,69456	2,54711	1,65639	1,19054
	p-value	0,409	0,0903	0,1922	0,3316
LOG(TFEC)					
D(LOG(PIBPC))	F	5,04714*	2,32254	3,52591*	1,51636
	p-value	0,0296	0,1105	0,0236	0,218
D(LOG(SALR))	F	3,47450	4,02303*	4,31976*	3,44576*
	p-value	0,0689	0,0252	0,0101	0,0175
LOG(TMORTIN)	F	2,29554	1,59848	1,55025	0,99366
	p-value	0,1366	0,214	0,2165	0,4232
LOG(TMORTIN)					
D(LOG(PIBPC))	F	5,72950*	2,10007	4,07806*	2,42133
	p-value	0,0209	0,1351	0,013	0,0661
D(LOG(SALR))	F	4,63547*	3,25643*	2,06203	3,61054*
	p-value	0,0367	0,0484	0,121	0,0142
LOG(TFEC)	F	0,24568	1,21310	0,97490	1,15707
	p-value	0,6225	0,3072	0,4141	0,3454

Tal como referido anteriormente, nesta análise as séries económicas aparecem diferenciadas, isto para que todas as variáveis aplicadas neste teste sejam integradas da mesma ordem.

Pelo teste conclui-se a rejeição de alguns casos pelo *valor p* e pela estatística de teste *F*, isto é, existem casos, em que efectivamente uma das variáveis influencia o comportamento de uma segunda no sentido de Granger, ilustração 11. Os casos são os que se referem de seguida: as variações no PIB per capita influenciam as variações dos salários reais per capita, e simultaneamente também afectam a taxa de fecundidade. Por outro lado, as variações dos salários reais per capita ajudam a prever a taxa de fecundidade, mas apenas após três períodos. Também a taxa de fecundidade ajuda a prever as variações dos salários reais per capita e as variações do PIB per capita. À semelhança da taxa de fecundidade, também a taxa de mortalidade infantil ajuda a prever as variações nos salários reais per capita e as variações do PIB per capita.

Um fenómeno identificado através deste teste refere-se ao facto de não se registar no curto prazo nenhum efeito das duas séries demográficas uma sobre a outra, ou seja, aparentemente não existe qualquer efeito da taxa de fecundidade sobre a taxa de mortalidade infantil e vice-versa.

Todas as restantes combinações destas variáveis, de acordo com o teste de causalidade de Granger, não são rejeitadas, uma vez que não existe evidência suficiente que leve à rejeição da hipótese nula, ou seja, a primeira variável não ajuda a prever a segunda.

Convém não esquecer que este teste apresenta uma limitação: o mesmo aplica-se a pares de variáveis, contudo os resultados podem ser enganadores. De facto, se ambas as variáveis em análise forem influenciadas por uma terceira série, poder-se-á aceitar a hipótese alternativa de que a primeira variável causa a outra e no fundo alterações nessa mesma variável não implicam qualquer alteração na segunda, resultando sim desse terceira série que não entrava no teste em causa.



4.3.Co-integração

Após se verificar então que as séries são integradas da mesma ordem, necessitando do mesmo número de diferenciações para se tornarem estacionárias, já se pode aplicar o teste de co-integração. Já se testaram as variáveis a pares para o curto prazo (teste de causalidade de Granger), como tal agora far-se-á o teste de Johansen.

Este teste parte de um modelo de vector auto-regressivo tal que:

$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$, no qual y_t se trata de um k -vector de variáveis $I(1)$ não estacionárias, x_t é um d -vector de variáveis determinísticas e e_t é um vector de inovações.

O modelo descrito acima poderá ser reescrito da seguinte forma: $\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + e_t$, em que $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$.

Pelo teorema da representação de Granger se a matriz Π tiver rank $r < k$, então existirão $k \times r$ matrizes α e β , cada qual com rank r e tal que $\Pi = \alpha\beta'$ e $\beta'y_t$ será $I(0)$. O r representa o número de relações de co-integração e cada coluna de β será o vector de co-integração.

Este procedimento de Johansen permite estimar a Matriz Π para um modelo VAR sem qualquer restrição e simultaneamente testar se será possível rejeitar as restrições impostas pelo rank da dita matriz Π .

Contudo para se poder prosseguir com a implementação da metodologia de Johansen torna-se fundamental a definição de quais as variáveis e o número de desfasamentos que proporcionam ao VAR as propriedades desejáveis, nomeadamente parcimónia, normalidade e ausência de auto-correlação nos erros.

De seguida aplicar-se-á a metodologia referida, mas analisando as variáveis a pares e já com um conjunto de premissas assumidas de forma a garantir que os dados apresentem todas as propriedades desejadas. Assim verificou-se qual o número de desfasamentos que deveria ser incluído, a existência ou ausência de termo de

tendência nos dados e ainda o tipo de teste a realizar, com ou sem termo de tendência e com ou sem tendência na equação de co-integração.

Assim, efectuando este teste para as séries duas a duas, obtemos os seguintes resultados:

Ilustração 12 – Teste de Co-integração de Johansen, para variáveis a pares

	H0	H1	Trace	Trace p-value	λ Max	λ Max p-value	Tend. Dados	Teste		Nº Lags
								Const.	Tend.	
D(LOG(PIBPC))-D(LOG(SALR))	r=0	r>0	12,48223*	0,0470	11,67575*	0,0416	Não	Não	Não	3
	r<=1	r>1	0,806484	0,4254	0,806484	0,4254				
D(LOG(PIBPC))-LOG(TFEC)	r=0	r>0	19,88895*	0,0102	16,85911*	0,0190	Sim	Sim	Não	0
	r<=1	r>1	3,029839	0,0817	3,029839	0,0817				
D(LOG(PIBPC))-LOG(TMORTIN)	r=0	r>0	38,12050*	0,0000	34,47177*	0,0000	Não	Não	Não	1
	r<=1	r>1	3,648724	0,0666	3,648724	0,0666				
D(LOG(SALR))-LOG(TFEC)	r=0	r>0	17,05718*	0,0289	11,82229	0,1175	Sim	Sim	Não	2
	r<=1	r>1	5,234890	0,0221	5,234890	0,0221				
D(LOG(SALR))-LOG(TMORTIN)	r=0	r>0	13,70889	0,0913	11,55973	0,1283	Sim	Sim	Não	1
	r<=1	r>1	2,149163	0,1426	2,149163	0,1426				
LOG(TFEC)-LOG(TMORTIN)	r=0	r>0	43,95680*	0,0000	42,04558*	0,0000	Não	Sim	Não	1
	r<=1	r>1	1,911214	0,7953	1,911214	0,7953				
Valores Críticos	r=0	r>0	12,32090	0,05	11,22480	0,05	Não	Não	Não	
	r<=1	r>1	4,129906	0,05	4,129906	0,05				
	r=0	r>0	15,49471	0,05	14,26460	0,05	Sim	Sim	Não	
	r<=1	r>1	3,841466	0,05	3,841466	0,05				
	r=0	r>0	20,26184	0,05	15,89210	0,05	Não	Sim	Não	
	r<=1	r>1	9,164546	0,05	9,164546	0,05				

Efectivamente pela ilustração 12 confirma-se a existência de uma relação entre os seguintes pares de variáveis: a variação do PIB per capita e a variação dos salários reais per capita, a variação do PIB per capita e taxa de fecundidade, a variação do PIB per capita e a taxa de mortalidade infantil e a variação dos salários reais per capita e taxa de fecundidade.

De todas as relações detectadas no teste de Causalidade de Granger, ilustração 11, aquela que não vem confirmada para o longo prazo, ilustração 12, é a relação entre a variação dos salários reais per capita e a taxa de mortalidade infantil. Efectivamente parece que estas variáveis em termos de curto prazo e para níveis de desfasamento

baixos, poderão estar correlacionadas, mas em termos de longo prazo esta conclusão não surge sustentada. Isto poderá estar associado à desvantagem do teste de causalidade de Granger acima referenciada. Ou seja, no fundo estas duas variáveis ao serem ambas influenciadas por uma terceira poderão apresentar trajectórias semelhantes, que no curto prazo leve a aceitar que as mesmas se encontram relacionadas no sentido de Granger, mas que não apresente sustentação para prazos mais alargados.

Adicionalmente, em termos de longo prazo conseguimos detectar a existência de uma relação de co-integração entre as variáveis demográficas, taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil. Contudo esta relação não vinha reflectida no teste de causalidade de Granger, o que leva a crer que o efeito que uma destas variáveis reflecte sobre a outra não é um efeito imediato e pelo contrário apenas aparece reflectido em períodos de análise mais extensos.

Após se testarem a pares as relações entre as variáveis para o longo prazo, importa agora verificar se efectivamente existe algum vector de co-integração entre estas quatro séries.

Contudo, para se aplicar o teste de Johansen, é primeiramente necessário proceder à avaliação de qual o número de desfasamentos a utilizar. Para isso recorreu-se ao Eviews, tendo-se obtido o seguinte output:

Ilustração 13 - Desfasamentos a inserir no Modelo

VAR Lag Order Selection Criteria

Variáveis Endógenas: D(LOG(SALR)) D(LOG(PIBPC)) LOG(TFEC) LOG(TMORTIN)

Amostra: 1960 2009

Observações incluídas: 45

Lags	LR	AIC
0	NA	-6,313686
1	366,9120	-14,77537
2	29,74762*	-14,89059*
3	20,89315	-14,83239
4	15,66477	-14,68073

* indica o número de desfasamentos a incluir tendo por base o critério seleccionado

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

AIC: Akaike information criterion

Através dos testes LR e AIC obtém-se que o número de desfasamentos a utilizar deverá ser dois, ilustração 13. Em termos de literatura não existe uma escolha ideal relativamente ao critério no qual se baseia esta escolha. Como tal aqui a escolha será baseada nos dois testes referidos, principalmente no AIC uma vez que o mesmo é referido na literatura publicada como sendo um dos mais estáveis. Será então dois o número considerado para ambos os testes de co-integração. De notar que este teste foi realizado para as variáveis em níveis. Uma vez que o teste de co-integração de Johansen aparece em termos de diferenças, então o número de desfasamentos a considerar deverá ser o obtido, subtraindo-se-lhe uma unidade. Como tal o número de desfasamentos a considerar deverá ser $2-1=1$. Este é o número correcto a considerar no teste de Johansen.

Adicionalmente importa referir que o teste de Johansen, apesar de ser mais complexo que o teste de Causalidade de Granger, apresenta a vantagem de permitir a determinação do número de vectores de co-integração, ou seja, permite identificar quantos vectores de co-integração existem entre as variáveis em conjunto. O procedimento de Johansen (1988) permite simultaneamente testar e estimar a presença de vários vectores.

O teste de co-integração de Johansen, detecta a presença ou ausência de co-integração com recurso a dois testes, o Trace Statistic e o Maximum Eigenvalue.

O primeiro destes (Trace Statistic) é realizado sequencialmente começando pela hipótese $H_0: r = 0$, contra a hipótese alternativa $H_1: r \neq 0$, em que a hipótese nula representa a inexistência de vector de co-integração, contra a hipótese alternativa de que existe pelo menos um vector de co-integração. Caso a hipótese nula não seja rejeitada conclui-se a não existência de qualquer vector de co-integração e o teste termina por aí. Já se essa alternativa ($H_0: r = 0$) for rejeitada, prossegue-se com o teste, testando as hipóteses $H_0: r = 1$ contra a alternativa $H_1: r \neq 1$. Este teste continua a ser realizado sempre que a hipótese nula seja rejeitada e até ao limite do número de variáveis presentes no teste menos 1 (no caso $4-1=3$). Caso em alguns dos

testes se proceda à não rejeição da hipótese nula, então o teste termina por aí e conclui-se a existência de tantos vectores de co-integração quantas as rejeições das hipóteses nulas já ocorridas na sequência de testes realizados.

O segundo teste (Maximum Eigenvalue) é realizado sequencialmente à semelhança do primeiro, ou seja começa por se testar a hipótese de que existem r equações de co-integração, contra a alternativa, de que o número de equações de co-integração será $r+1$. Assim, a primeira hipótese testada é $H_0:r = 0$, contra a hipótese alternativa $H_1:r = 0 + 1$, em que a hipótese nula significa que não existe qualquer vector de co-integração entre as variáveis, contra a alternativa de que existe um vector de co-integração. Em caso de rejeição da hipótese nula, prossegue-se com o teste, tal que $H_0:r = 1$ contra $H_1:r = 2$. O teste termina assim que se encontrar suporte que justifique a não rejeição da hipótese nula.

Sabendo então em que se baseia o teste de Johansen, apresentam-se de seguida os resultados da aplicação do teste do mesmo no Eviews.

Ilustração 14 - Teste de Co-integração de Johansen

Date: 03/08/11 Time: 10:49
Sample (adjusted): 1963 2009
Included observations: 47 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: D(LOG(PIBPC)) D(LOG(SALR)) LOG(TFEC) LOG(TMORTIN)
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.586266	65.84229	47.85613	0.0004
At most 1	0.255607	24.36332	29.79707	0.1855
At most 2	0.136393	10.48959	15.49471	0.2449
At most 3	0.073689	3.597634	3.841466	0.0579

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.586266	41.47897	27.58434	0.0005
At most 1	0.255607	13.87373	21.13162	0.3755
At most 2	0.136393	6.891959	14.26460	0.5020
At most 3	0.073689	3.597634	3.841466	0.0579

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

O teste anterior assume a existência de tendência determinística nas séries, com um termo de intersecção na equação de co-integração, mas sem se assumir qualquer restrição relativamente à tendência na mesma equação. O número de desfasamentos incluídos é um em diferenças, caso fosse em níveis seria dois, pelo exposto acima.

No teste de Johansen, ilustração 14, o que se conclui é que efectivamente a hipótese nula é rejeitada, já que o valor crítico calculado é superior ao seu respectivo valor da tabela para um grau de confiança de 95%, ou seja, aceitamos a hipótese alternativa de que existe pelo menos um vector de co-integração.

Pelo teste de Causalidade de Granger, ilustração 11, já se tinha verificado que algumas das séries se encontravam relacionadas, contudo, através do teste de Johansen consegue-se provar que de facto existe um vector de co-integração entre as séries como um todo.

Caso os resultados entre os dois testes apresentados (Trace Statistic e Maximum Eigenvalue) levassem a conclusões contraditórios, dever-se-ia seguir o resultado obtido para o primeiro teste enunciado, uma vez que este é mais robusto [Harris (1995) e Harris e Sollis (2003)].

No caso português e para as variáveis apresentadas, não temos que fazer qualquer escolha já que ambos os testes (Trace Statistic e Maximum Eigenvalue) apresentam a mesma conclusão: as quatro variáveis apresentam um equilíbrio de longo prazo, ou seja, são co-integradas. Para além disso, é importante referir que qualquer um dos

testes nos sugere a existência de um e um único vector co-integrante entre as variáveis económicas e demográficas no longo prazo.

Do teste de Johansen surge a necessidade de se testar se os parâmetros estimados para a equação de co-integração são ou não relevantes na mesma. Para isso foram realizadas restrições, com a finalidade de testar a significância estatística dos coeficientes das séries em estudo.

Os resultados apresentam-se no quadro seguinte:

Ilustração 15 - Significância dos parâmetros

<i>H0: $\beta_i=0$</i>	<i>Chi-square</i>	<i>P-value</i>
D(LOG(PIBPC))	12,55716	0,000395
D(LOG(SALR))	12,98609	0,000314
LOG(TFEC)	9,280126	0,002317
LOG(TMORTIN)	4,629097	0,031434

Para a realização deste teste o que se fez foi estimar novamente o teste de Johansen, mas impondo restrições sucessivas para cada uma das variáveis, tal que a hipótese nula testada vinha dada por: $\beta_i=0$, sendo i cada uma das quatro variáveis passíveis de ser testadas.

Pela análise do mesmo, ilustração 15, o que se pode afirmar é que as quatro variáveis apresentam significância estatística para a um nível de 5% e como tal todas devem ser tidas em conta no vector de co-integração, uma vez que se pode rejeitar a hipótese de que o parâmetro estimado é igual a zero.

4.4.Mecanismo de Correção dos Erros (VECM)

Já se verificou que existe uma regressão co-integrante e que as quatro séries que estão a ser aplicadas (com as duas séries económicas diferenciadas), são integradas de primeira ordem.

Uma vez que os resultados do teste de co-integração sugeriram a existência de um único vector de co-integração e portanto inferior relativamente à quantidade de séries

em análise, então existe um vector de correcção de erros que pode ser estimado, no qual surge reflectida a velocidade a que as séries convergem para o equilíbrio de longo prazo.

De facto, o modelo VEC assume a existência de uma relação estável de longo prazo entre duas ou mais variáveis do vector y_t e que, por isso, existe uma situação de equilíbrio para a qual se está a convergir a cada momento, através de ajustes parciais no curto prazo.

Este teste parte de um modelo de vector auto-regressivo já exposto no ponto anterior tal que:

$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$, no qual y_t se trata de um k -vector de variáveis $I(1)$ não estacionárias, x_t é um d -vector de variáveis determinísticas e e_t é um vector de inovações. O modelo descrito acima poderá ser reescrito da seguinte forma: $\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + e_t$, em que $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$.

Procedendo a uma decomposição da matriz Π em β e α , pode-se reescrever o modelo VEC da seguinte forma: $\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + e_t$, em que β representa a matriz de coeficientes de longo prazo, α representa a velocidade de convergência das diferentes séries para a situação de equilíbrio e as matrizes Γ contêm os coeficientes associados aos diferentes Δy_{t-i} e que representam os ajustamentos a ocorrer no curto prazo, que não se encontram contemplados na relação de longo prazo.

No equilíbrio de longo prazo o termo de erro presente na equação acima será zero. Contudo, se por algum motivo se dá um desvio no longo prazo, o referido termo apresentar-se-á diferente de zero e cada variável se irá ajustar parcialmente por forma a restaurá-lo.

Assim sendo, pode-se recorrer ao vector de correcção dos erros para estimar um modelo para as primeiras diferenças das séries utilizadas, recordo algumas delas já diferenciadas relativamente às séries originais.

Os resultados obtidos apresentam-se de seguida:

Ilustração 16 - Vector de Correção de Erros

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/24/11 Time: 11:43

Sample (adjusted): 1964 2009

Included observations: 46 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
D(LOG(PIBPC(-1)))	1.000000			
D(LOG(SALR(-1)))	-0.912015 (0.08499) [-10.7306]			
LOG(TFEC(-1))	0.177965 (0.04682) [3.80087]			
LOG(TMORTIN(-1))	-0.042257 (0.01613) [-2.62040]			
C	-0.013975			

Error Correction:	D(LOG(PIBPC),2)	D(LOG(SALR),2)	D(LOG(TFEC))	D(LOG(TMORTIN))
CointEq1	0.442653 (0.27000) [1.63947]	0.746930 (0.25457) [2.93405]	-0.611828 (0.17874) [-3.42298]	0.633951 (0.44321) [1.43035]
D(LOG(PIBPC(-1)),2)	-0.675627 (0.28908) [-2.33718]	-0.524561 (0.27256) [-1.92456]	0.360146 (0.19137) [1.88192]	-0.615538 (0.47453) [-1.29715]
D(LOG(PIBPC(-2)),2)	-0.442748 (0.21586) [-2.05110]	-0.148457 (0.20353) [-0.72942]	0.186672 (0.14290) [1.30631]	-0.399811 (0.35434) [-1.12833]
D(LOG(SALR(-1)),2)	0.017551 (0.20904) [0.08396]	0.122746 (0.19710) [0.62276]	-0.062877 (0.13839) [-0.45435]	0.587081 (0.34315) [1.71084]
D(LOG(SALR(-2)),2)	0.059639 (0.17440) [0.34197]	-0.147417 (0.16443) [-0.89651]	0.167263 (0.11545) [1.44876]	0.028446 (0.28628) [0.09936]
D(LOG(TFEC(-1)))	0.241361 (0.21868)	0.210165 (0.20619)	-0.152856 (0.14477)	0.149255 (0.35898)

	[1.10370]	[1.01928]	[-1.05585]	[0.41578]
D(LOG(TFEC(-2)))	0.139151 (0.21928) [0.63457]	-0.064067 (0.20676) [-0.30987]	0.159110 (0.14517) [1.09604]	0.759302 (0.35996) [2.10938]
D(LOG(TMORTIN(-1)))	-0.033564 (0.10657) [-0.31496]	0.035831 (0.10048) [0.35660]	0.061997 (0.07055) [0.87879]	-0.338453 (0.17493) [-1.93474]
D(LOG(TMORTIN(-2)))	-0.104493 (0.10722) [-0.97454]	-0.009574 (0.10110) [-0.09470]	0.030368 (0.07098) [0.42782]	0.217114 (0.17601) [1.23353]
C	-0.004805 (0.01446) [-0.33229]	0.001926 (0.01363) [0.14125]	-0.011307 (0.00957) [-1.18115]	-0.056855 (0.02374) [-2.39522]
R-squared	0.255394	0.357754	0.504820	0.360502
Adj. R-squared	0.069242	0.197192	0.381025	0.200628
Sum sq. Resids	0.047456	0.042188	0.020798	0.127876
S.E. equation	0.036307	0.034233	0.024036	0.059600
F-statistic	1.371966	2.228142	4.077874	2.254909
Log likelihood	92.89071	95.59674	111.8646	70.09147
Akaike AIC	-3.603944	-3.721597	-4.428895	-2.612673
Schwarz SC	-3.206413	-3.324066	-4.031364	-2.215142
Mean dependent	-0.001140	-0.001491	-0.018700	-0.065454
S.D. dependent	0.037633	0.038207	0.030551	0.066661
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.24E-12			
Determinant resid covariance	8.41E-13			
Log likelihood	378.4092			
Akaike information criterion	-14.53953			
Schwarz criterion	-12.79040			

A ideia associada à utilização deste mecanismo de correcção de erro prende-se com o facto de se assumir que uma proporção de desequilíbrio ocorrida num período seria corrigida num período posterior. A finalidade será obter-se resíduos estacionários, a fim de eliminar a imprevisibilidade no modelo.

A estimação do modelo VEC encontra-se dividida em duas partes. Na primeira encontram-se os resultados do primeiro passo do procedimento de Johansen, em que são identificadas as relações de co-integração existentes entre as variáveis. Por defeito a estimação expressa as primeiras r variáveis no modelo como função das restantes $k-r$ variáveis, onde r é o número de relações de co-integração e k é o número de variáveis

endógenas no modelo. São ainda apresentados os erros padrões assymptóticos nesta secção.

A segunda parte do modelo VEC apresenta os resultados do segundo passo da estimação do VAR em primeiras diferenças, incluindo os termos de erro estimados no primeiro passo. Cada coluna corresponde a uma equação no VAR, que será composta pelos elementos presentes na coluna mais a esquerda. Para cada um dos termos presentes na equação são apresentados os valores do coeficiente estimado, do erro padrão e da estatística *t*.

Neste caso o modelo de correcção de erros apresenta valores de R^2 que variam entre os 25 e os 50%, ou seja, aquilo que se pode já afirmar é que o modelo não apresenta uma confiabilidade superior a 50%, ilustração 16.

Para eventuais estudos posteriores, talvez se apresentasse viável a inserção e estimação de outras variáveis no modelo, a fim de se aumentar a confiabilidade no mesmo e sugerir um padrão de associação entre variáveis demográficas e económicas mais robusto.

Adicionalmente, torna-se relevante testar a significância do termo de correcção do erro. Para isto, apresenta-se no quadro seguinte a análise à presença ou ausência de variáveis fracamente exógenas no modelo:

Ilustração 17 - Significância do Termo de Correcção de Erro

<i>H0: $\alpha_i=0$</i>	<i>Chi-square</i>	<i>P-value</i>
D(LOG(PIBPC)),2)	1,979356	0,159458
D(LOG(SALR)),2)	5,674498	0,017213
D(LOG(TFEC))	6,755082	0,009348
D(LOG(TMORTIN))	2,317052	0,127962

O conceito de exogeneidade fraca ocorre quando $n-1$ das variáveis consideradas na análise não apresentam qualquer correlação com as relações de equilíbrio de longo prazo estimadas. No fundo o que se está a testar é a não Causalidade no sentido de Granger no longo prazo.

A conclusão a retirar para as variáveis em análise é que se rejeita a exogeneidade fraca para duas das séries a um nível de 5%, variação dos salários reais per capita e taxa de fecundidade, ilustração 17. Contudo ao nível das variações do PIB per capita e da taxa de mortalidade infantil não existe evidência que leve a rejeitar a fraca exogeneidade e como tal conclui-se que estas variáveis não se encontram correlacionadas com as relações de equilíbrio de longo prazo identificadas. Assim estas variáveis dizem-se fracamente exógenas relativamente ao vector de co-integração.

Pode-se ainda estender a análise realizada para a estimação da causalidade de curto prazo entre as séries temporais, através da significância individual e conjunta das variáveis explicativas com termo de desfasamento, para as variáveis diferenciadas. A realização do teste baseia-se nos testes de Wald, através do teste da hipótese nula de que o coeficiente da variável diferenciada é igual a zero.

Ilustração 18 - Significância das variáveis diferenciadas no Curto Prazo

		Variáveis Endógenas			
		$\Delta D(LOG(PIBPC))_t$	$\Delta D(LOG(SALR))_t$	$\Delta LOG(TFEC)_t$	$\Delta LOG(TMORTIN)_t$
$\Delta D(LOG(PIBPC))_{t-1}$	χ^2	4,615779*	3,547437*	1,759261	
	P-value	0,0995	0,1697	0,4149	
$\Delta D(LOG(SALR))_{t-1}$	χ^2	0,119141		3,247073*	3,263470*
	P-value	0,9422		0,1972	0,1956
$\Delta LOG(TFEC)_{t-1}$	χ^2	1,675106	1,113037		4,693908*
	P-value	0,4328	0,5732		0,0957
$\Delta LOG(TMORTIN)_{t-1}$	χ^2	1,019268	0,248080	0,776581	
	P-value	0,6007	0,8833	0,6782	
Teste Conjunto	χ^2	2,803150	6,343028	10,54363*	6,642181
	P-value	0,8331	0,3859	0,1035	0,3552

Pela tabela acima conclui-se que para um nível de significância de 5% se rejeita que qualquer uma das variáveis seja endógena ao modelo para cada uma das equações no VAR. Optando por alargar o nível de significância de aceitação, verifica-se que se aceita que a variável taxa de fecundidade seja uma série endógena ao modelo, ilustração 18.

De seguida prosseguir-se-á para a análise das respostas das diversas a choques numa terceira.

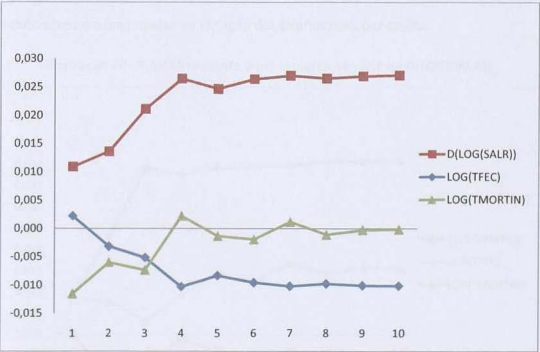
4.5.Resposta das séries a eventuais Choques

Através de todos os testes até agora realizados conseguiu-se comprovar a existência de causalidade, tanto no longo como no curto prazo, mas ainda nada se fez relativamente às propriedades dinâmicas do sistema e resposta do mesmo a um eventual choque. É do que se vai tratar nesta secção.

Seguem-se vários gráficos que reportam precisamente as respostas a impulsos determinados.

O primeiro trata-se de um impulso positivo na variável variação do PIB per capita.

Ilustração 19 - Função resposta a um impulso na variável D(LOG(PIBPC))



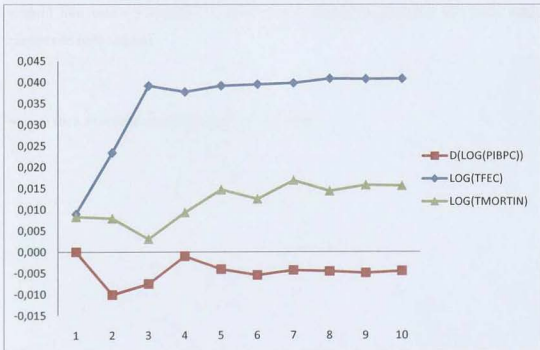
O gráfico acima, ilustração 19, sugere que um choque positivo na variação do PIB per capita apresenta no curto prazo um efeito positivo na variação dos salários reais per capita, o qual apresenta um incremento significativo entre os primeiros períodos. De facto, esta conclusão vai de encontro às crenças que teríamos do senso comum, de que se existe uma melhoria da produção interna, será provável que a mesma se venha a reflectir em termos de compensações salariais aos trabalhadores.

Um efeito interessante que é detectado prende-se com a evolução da taxa de fecundidade, face a uma variação positiva do PIB per capita. É aqui sugerido que a procura por crianças diminui quando se verifica uma variação positiva do PIB per capita.

Finalmente, no que toca à taxa de mortalidade verifica-se um movimento inverso entre a taxa de mortalidade infantil e a variação positiva do PIB per capita. Contudo esse movimento tende a desaparecer com o passar dos períodos. Todavia, uma vez que o a variação do PIB per capita não provoca a taxa de mortalidade infantil, então este não é um resultado interessante de ser analisado.

Relativamente a um impulso na variação dos salários reais per capita:

Ilustração 20 - Função resposta a um impulso na variável D(LOG(SALR))



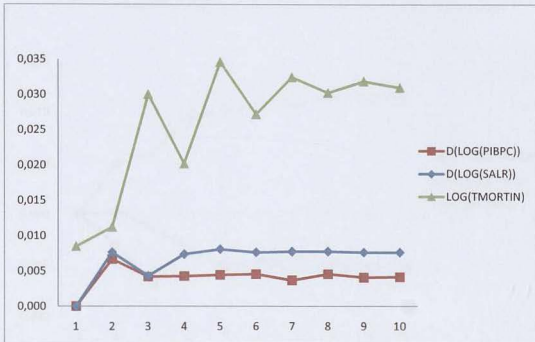
No que toca   ocorr ncia de um choque positivo na vari vel varia  o dos sal rios reais per capita   vis vel um efeito positivo e crescente nos primeiros tr s per odos no que respeita   taxa de fecundidade e uma posterior estabiliza  o do efeito identificado. Esta conclus  o,   luz da signific ncia dos par metros no curto prazo, torna-se interessante j  que a vari vel causa no curto prazo a taxa de fecundidade, de acordo com a ilustra  o 20.

A vari vel taxa de mortalidade infantil,   semelhan a da taxa de fecundidade, face a um choque positivo na varia  o dos sal rios reais per capita responde positivamente, principalmente a partir do terceiro per odo.

Relativamente   varia  o do PIB per capita o resultado parece n o apresentar signific ncia uma vez que a conclus  o a que se chegou foi que a varia  o dos sal rios reais per capita n o provoca a varia  o do PIB per capita. Contudo, fazendo uma leitura daquilo que seria o efeito expect vel de acordo com o modelo definido, o que se esperaria seria que uma varia  o positiva dos sal rios reais per capita impactasse negativamente na varia  o do PIB per capita. Ora esta conclus  o   surpreendente e contraria aquilo que seria expect vel, uma vez que dada uma varia  o positiva nos sal rios seria previs vel um aumento do consumo e conseq entemente da produ  o. Uma vez mais refor o que   luz do resultado do teste de causalidade, a primeira vari vel n o causa a segundo e como tal o resultado detectado em nada surge sustentado pelo modelo.

No que toca a um impulso na taxa de fecundidade:

Ilustração 21 - Função resposta a um impulso na variável LOG(TFEC)

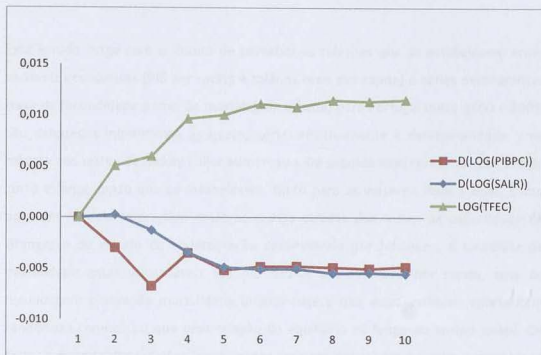


Já um choque positivo na taxa de fecundidade apresenta conclusões similares em duas das variáveis: variação do PIB per capita e variação dos salários reais per capita. Ambos registam um efeito positivo, de expressão fraca e que tende a estabilizar a partir do terceiro período de análise, ilustração 21. Uma vez que pelo teste de significância a taxa de fecundidade não causa no curto prazo nenhuma destas séries, então o efeito detectado não poderá ser sustentado pelo modelo, ilustração 18.

Já no que toca à taxa de mortalidade infantil, o efeito também é positivo, mas neste caso apresenta-se como significativo já que existe evidência de que a taxa de fecundidade causa a taxa de mortalidade infantil. Assim, um efeito positivo na taxa de fecundidade, causa um efeito negativo na taxa de mortalidade infantil de aumento da mesma. Esse aumento parece ser significativo, mas simultaneamente instável, com variações de efeito entre períodos algo significativas.

Finalmente apenas falta verificar qual a resposta das diversas variáveis a uma alteração positiva na taxa de mortalidade infantil. A resposta das diversas séries encontra-se descrita de seguida.

Ilustração 22 - Função resposta a um impulso na variável LOG(TMORTIN)



Relativamente aos efeitos de um choque positivo na taxa de mortalidade infantil, a sua influência na taxa de fecundidade é positiva e crescente ao longo do tempo.

Em relação às duas variáveis económicas, o efeito é similar, sendo o contrário ao registado na variável taxa de mortalidade. Ao passo que se dá um choque positivo nesta variável, a mesma é acompanhada de uma degradação da variação do PIB per capita e da variação dos salários reais per capita, ilustração 22.

Apesar de tudo as conclusões retiradas do choque verificado na taxa de mortalidade infantil apresentam pouca validade, já que existe evidência que esta variável não causa qualquer uma das restantes, ilustração 18.

5. Conclusões

Este estudo surge com o intuito de perceber as relações que se estabelecem entre variáveis económicas (PIB per capita e salários reais per capita) e séries demográficas (taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil) para Portugal entre 1960 e 2009. São estudadas inicialmente as quatro séries relativamente à estacionaridade, com recurso aos testes de Dickey Fuller aumentado. De seguida analisam-se as relações de curto e longo prazo que se estabelecem, tanto para as variáveis duas a duas, como para um modelo interactivo entre as quatro através dos testes de causalidade de Granger e do estudo de co-integração desenvolvido por Johansen. A evidência de causalidade entre as variáveis PIB per capita, salários reais per capita, taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil sugere que estas variáveis apresentam tendências comuns ou que uma relação de equilíbrio ao longo do tempo existe. De facto, a maioria das relações identificadas no curto prazo vêm confirmadas no longo prazo. A existência de causalidade, associada à confirmação de co-integração entre as quatro séries implica que, apesar de se poder assistir a desvios no curto prazo, analisados no vector de correcção de erros, o equilíbrio de longo prazo deve ser retomado e as quatro variáveis devem manter tendências de evolução comuns ao longo do tempo. É ainda analisada a natureza exógena ou endógena das variáveis através da imposição de restrições aos diversos coeficientes no vector de correcção de erros.

Os principais resultados encontrados encontram-se resumidos de seguida.

Confirmou-se a existência de uma relação de longo prazo entre as quatro variáveis, com recurso ao teste de co-integração de Johansen. Dado que esta relação foi confirmada, prosseguiu-se para o estudo da endogeneidade das variáveis incluídas no modelo. O carácter de endogeneidade da variável taxa de fecundidade encontra suporte estatístico nos dados analisados. Relativamente às restantes três variáveis, não se encontra base que justifique que qualquer uma delas seja endógena, dentro do modelo definido. Contudo, esta conclusão é limitada ao modelo que o conjunto de quatro variáveis permite definir. Uma alteração das variáveis em estudo poderia

alterar os resultados encontrados. Por exemplo, a inserção da variável rácio de dependência, pela sua importância dada a alteração da estrutura demográfica ocorrida no período analisado, poderia levar a detectar importantes relações que aqui não se conseguem provar.

Nas dinâmicas de causalidade de Granger, os resultados empíricos apontam para a existência de relações entre as variações do PIB per capita e taxa de fecundidade e entre as variações dos salários reais per capita e taxa de fecundidade, nomeadamente os resultados sugerem que as variações do PIB per capita influenciam a taxa de fecundidade, assim como as variações dos salários reais e vice versa, ou seja, também a taxa de fecundidade influencia as variações destas duas variáveis. Assim, é sugerida a existência de uma interligação entre a taxa de fecundidade e a performance global da economia no curto prazo.

Neste paper são ainda analisadas as funções de resposta destas quatro séries à ocorrência de um choque em qualquer uma das restantes. O que se verifica é que a variação dos salários reais é influenciada pela variação do PIB per capita. Um impacto positivo nesta segunda variável levará a uma variação positiva dos salários reais, ou seja, no fundo uma boa performance da produção interna leva a uma melhoria das condições de vida da população pelo menos no que toca ao seu meio de sustento. Contudo, esta conclusão também é viável em sentido inverso: uma degradação da produção, levará a um consequente decaimento dos salários reais per capita.

Quanto à taxa de fecundidade, a mesma é influenciada pelas variações nas duas séries económicas. Aqui as conclusões diferem no que respeita ao efeito que cada uma dela apresenta: uma variação positiva do PIB per capita levará a uma diminuição da taxa de fecundidade, já um aumento na variação dos salários reais leva a um aumento também da taxa de fecundidade. Contudo numa análise a 10 anos o segundo efeito parece ser mais significativo, ou seja, uma variação positiva nos salários reais terá um impacto mais notório e imediato na taxa de fecundidade que a variação do PIB per capita. De facto isto confirma o senso comum associado a esta matéria que leva a crer que um efeito nos salários reais terá um efeito mais poderoso na taxa de fecundidade

e consequente procura por crianças que uma variação do produto, que poderá demorar mais a influenciar a opção das famílias nesta matéria.

Concluindo, os resultados apontam para a endogeneidade da taxa de fecundidade e que o produto interno se encontra relacionado com as alterações nas escolhas associadas à natalidade.

A adopção de políticas de incentivo à natalidade poderá contribuir para impulsionar a fecundidade, a acumulação de capital e para além disso fomentar o crescimento do produto interno no longo prazo. Estes incentivos poderão não resultar apenas de iniciativas públicas, como incentivos a famílias com mais de um x número de filhos, educação pública, redução de taxas para famílias numerosas, mas também de esforços das empresas privadas no sentido de fornecer estímulos aos seus colaboradores a constituírem família, através do desenvolvimento de sistemas de apoio, tais como creches, criação de bolsas de mérito para filhos de colaboradores, entre outros.

É sugerido pelos resultados deste estudo que uma redução da taxa de fecundidade levará a um abrandamento nas taxas de crescimento da economia, facto este que ao associarmos ao envelhecimento da população deverá contribuir para acentuar ainda mais esse abrandamento. A temática da diminuição da natalidade e do envelhecimento da população não é algo de novo e consequentemente torna-se fulcral para um país como Portugal, cujo objectivo primordial é neste momento alcançar a convergência com os restantes estados membros da União Europeia, ultrapassando a crise em que se encontra, adoptar políticas de incentivo à natalidade, justificadas pelo rendimento futuro que se poderá retirar de uma população mais rejuvenescida.

6. Bibliografia

Bloom D., Canning E. (2001), Cumulative causality, economic growth, and the demographic transition, *Population Matters*, Vol.1 No.9, 165-199;

Bloom D., Canning E., Sevilla J. (2003), The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change, *RAND's Population Matters project*;

Bloom D., Williamson J. (1998), Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia, *World Bank Economic Review*, Vol.12 No.3, 419 - 455;

Chong-Bum A., Seung-Hoon J. (2006), Demographic changes and economic growth in Korea, paper to be presented at the APEA Conference;

Climint F., Meneu R. (2003), Demography and economic growth in Spain: A time series analysis, disponível em http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=482222;

Croix D., Lindh T., Malmberg B. (2009), Demographic change and economic growth in Sweden: 1750-2050, *Journal of Macroeconomics* Vol.31, 132-148;

Dickey D., Fuller W. (1979), Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 427-431;

Eagle R., Granger C. (1987), Cointegration and error correction: representations, estimation and testing, *Econometrica*, Vol.55 No.22, 251-276;

Harris R. (1995), Evidence and Debate on Economic Integration and Economic Growth, Discussion Papers, Department of Economics, Simon Fraser University;

Harris R., Sollis R. (2003), Applied time series modeling and forecasting, John Wiley & Sons;

Hondroyannis G., Papapetrou E. (2001), Demographic changes, labor effort and economic growth – Empirical evidence from Greece, *Journal of Policy Modelling* 23, 169-188;

Hussain S., Malik S., Hayat M. (2009), Demographic Transition and Economic Growth in Pakistan, *European Journal of Scientific Research*, Vol.31 No.3, 491-499;

Johansen S. (1988), Statistical and hypothesis testing of cointegration vectores, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 231-254;

Lindh T., Malmberg B., Halvarsson M., Crespo-Cuaresma J., Barthel W., Fent T., Prskawetz A. (2007), The Relationship between demographic change and economic growth in the EU, *Research Report 32*, disponível em <http://www.oew.ac.at/vid/download/FB32.pdf>;

MacKinnon J. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Vol. 11(6);

Mason A. (2005), Demographic transition and demographic dividends in developed and developing countries, *United Nations expert group meeting on social and economic implications of changing population age structure*;

Schultz T. (1985), Changing World Prices, Women's Wages and the Fertility Transition: Sweden, 1860–1910, *Journal of Political Economy*, Vol. 93(3), 1126–1154;

Solow R. (1956), A contribution to the theory of economic growth, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.70 No.1, 65-94;

ANEXOS

Importa referir a fonte da informação na qual se baseia este trabalho, bem como quais os indicadores analisados. Na ilustração que se segue encontra-se essa informação descrita.

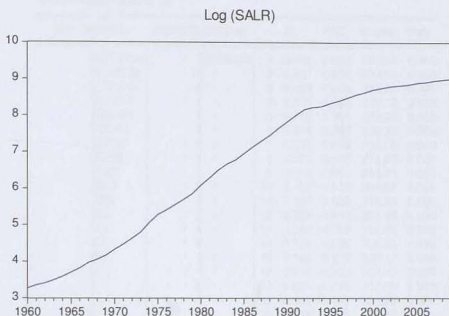
Ilustração 23 - Fonte da Informação

<i>Variável</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
PIBPC	Produto Interno Bruto per capita (real, com base em 2006)	Base de Dados: PORDATA (Fundação Francisco Manuel dos Santos) Tema: Contas Nacionais Subtema: Produto e Rendimentos Tabela: PIB e Rendimentos per Capita http://www.pordata.pt/azap_runtime/
SALR	Média dos salários reais per capita	Base de Dados: PORDATA (Fundação Francisco Manuel dos Santos) Tema: Contas Nacionais Subtema: Produto e Rendimentos Tabela: PIB e Rendimentos per Capita http://www.pordata.pt/azap_runtime/
TFEC	Taxa de Fecundidade – Número de nados-vivos de mulheres pertencentes a um determinado grupo etário, para um certo período de tempo – 1 ano –, em função do efectivo médio de mulheres desse grupo de idade nesse período, por 1000	Base de Dados: Eurostat Tema: Population and social conditions Subtema: Population – Demography Indicador: Fertility – Fertility Indicators http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics
TMORTIN	Taxa de Mortalidade Infantil – Número de óbitos de crianças com menos de 1 ano, para um determinado período de tempo – 1 ano –, em função ao número de nados-vivos do mesmo período, por 1000.	Base de Dados: Eurostat Tema: Population and social conditions Subtema: Population – Demography Indicador: Mortality – Infant Mortality Rate http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics

No seguimento da análise que foi efectuada à variável PIB per capita, para concluir a estacionaridade ou não da mesma, também para as restantes séries se analisaram os gráficos de evolução demográfica e respectivos correlogramas. Este gráficos serviram de apoio às conclusões retiradas nos testes de ADF e o suporte gráfico encontra-se de seguida:

Suporte à análise da série média dos salários reais, em logaritmos.

Ilustração 24 - Série Temporal Log(SALR)



Pela observação do gráfico, posso dizer que a série não é estacionária, pois não temos nem média nem variância constante. Por outro lado pode-se suspeitar da existência de uma série $I(2)$, uma vez que esta variável apresenta um comportamento muito semelhante ao PIB per capita.

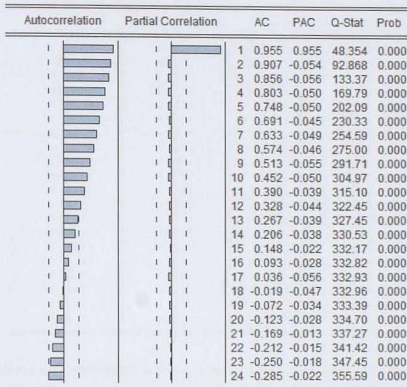
De seguida apresenta-se o correlograma da série original, não diferenciada.

Ilustração 25 - Correlograma Log(SALR)

Date: 01/30/11 Time: 17:44

Sample: 1960 2009

Included observations: 50



































Pela análise confirma-se a suspeita enunciada acima, de que a série não é estacionária. Também o estudo do correlograma desta série, aplicando-se-lhe as primeiras diferenças leva a rejeitar a estacionaridade pela função de auto-correlação parcial.

O resultado do correlograma resultante da aplicação das segundas diferenças à série média dos salários reais apresenta-se de seguida:

Ilustração 26 - Correlograma D(Log(SALR),2)

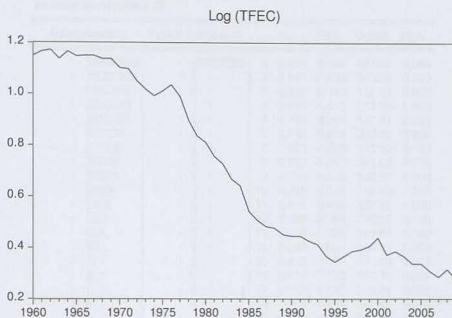
Date: 01/30/11 Time: 17:45
Sample: 1960 2009
Included observations: 48

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.137	-0.137	0.9583	0.328
		2	-0.234	-0.257	3.8085	0.149
		3	0.077	0.002	4.1279	0.248
		4	-0.235	-0.308	7.1516	0.128
		5	0.068	0.000	7.4131	0.192
		6	0.036	-0.120	7.4879	0.278
		7	0.029	0.065	7.5379	0.375
		8	0.126	0.061	8.4976	0.386
		9	-0.017	0.089	8.5148	0.483
		10	0.104	0.199	9.2014	0.513
		11	0.034	0.173	9.2766	0.596
		12	-0.096	0.112	9.8878	0.626
		13	-0.120	-0.078	10.875	0.621
		14	-0.181	-0.235	13.185	0.512
		15	0.225	0.075	16.875	0.326
		16	0.037	-0.131	16.979	0.387
		17	0.096	0.142	17.689	0.409
		18	0.073	-0.056	18.113	0.448
		19	-0.175	0.018	20.636	0.357
		20	-0.028	-0.081	20.702	0.415

Efectivamente este correlograma já nos permite falar da existência de estacionaridade de segunda ordem. Isto vem confirmado pelas conclusões retiradas pelos pelos testes de Dickey-Fuller aumentado, para os três casos: série original, série diferenciada uma vez e série aplicando as segundas diferenças.

De seguida apresenta-se análise semelhante para a taxa de fecundidade.

Ilustração 27 - Série Temporal Log(TFEC)



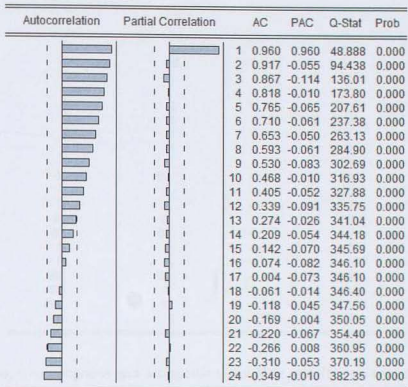
A série apresenta um comportamento diferente das duas séries económicas já analisadas. De qualquer forma, a conclusão que se pode desde já retirar deste gráfico é que a série não é estacionária nem em média nem em variância. Para corroborar isto apresenta-se de seguida o correlograma da mesma.

Ilustração 28 - Correlograma Log(TFEC)

Date: 01/30/11 Time: 17:45

Sample: 1960 2009

Included observations: 50



De facto, pela análise da função de auto-correlação e auto-correlação parcial rejeita-se a hipótese de estacionaridade. De seguida apresenta-se o correlograma das primeiras diferenças.

Ilustração 29 - Correlograma D(Log(TFEC))

Date: 01/30/11 Time: 17:46

Sample: 1960 2009

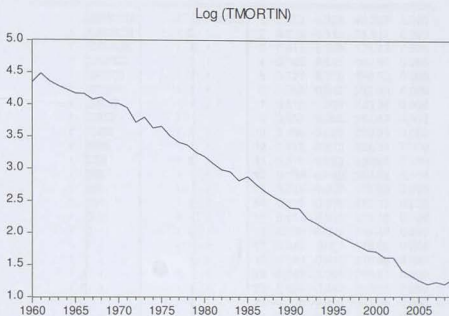
Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.183	0.183	1.7387	0.187
		2	0.186	0.158	3.5874	0.166
		3	0.100	0.045	4.1320	0.248
		4	0.064	0.013	4.3564	0.360
		5	0.126	0.097	5.2589	0.385
		6	0.128	0.086	6.2074	0.400
		7	0.136	0.074	7.3072	0.398
		8	0.113	0.043	8.0844	0.425
		9	0.063	-0.003	8.3357	0.501
		10	-0.139	-0.209	9.5648	0.479
		11	-0.064	-0.066	9.8359	0.545
		12	-0.074	-0.045	10.207	0.598
		13	-0.148	-0.148	11.732	0.550
		14	-0.204	-0.202	14.698	0.399
		15	-0.081	0.016	15.174	0.439
		16	-0.071	0.039	15.559	0.484
		17	-0.263	-0.220	20.981	0.227
		18	-0.213	-0.104	24.651	0.135
		19	-0.323	-0.162	33.348	0.022
		20	-0.077	0.089	33.860	0.027

Neste caso, o correlograma leva a suspeitar que a série seja I(1). Isto vem confirmado pelos testes ADF da série original e diferenciada uma vez.

Segue-se a análise da quarta e última série – taxa de mortalidade infantil – no que toca à estacionaridade e existência de raiz unitária.

Ilustração 30 - Série Temporal Log(TMORTIN)



Pela análise da evolução da variável desde 1960 rejeita-se que a série original seja estacionária. Verifica-se sim, que a mesma tem apresentado uma tendência decrescente ao longo dos anos.

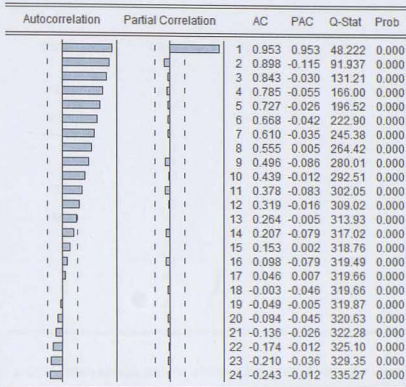
De seguida apresentam-se os correlogramas da série original e diferenciada.

Ilustração 31 - Correlograma Log(TMORTIN)

Date: 01/30/11 Time: 17:47

Sample: 1960 2009

Included observations: 50



Da observação do primeiro, relativo à série original logaritmizada, conclui-se que a mesma de facto não é estacionária. O que implica seguir para a análise das primeiras diferenças a fim de encontrar a estacionaridade da mesma.



Ilustração 32 - Correlograma D(Log(TMORTIN))

Date: 01/30/11 Time: 17:49

Sample: 1960 2009

Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.394	-0.394	8.0710	0.004
		2 0.296	0.167	12.733	0.002
		3 -0.068	0.116	12.982	0.005
		4 -0.151	-0.233	14.240	0.007
		5 0.245	0.146	17.644	0.003
		6 -0.265	-0.060	21.725	0.001
		7 0.230	0.033	24.861	0.001
		8 -0.069	0.088	25.149	0.001
		9 0.038	0.043	25.240	0.003
		10 0.146	0.108	26.612	0.003
		11 -0.245	-0.138	30.574	0.001
		12 0.244	0.050	34.604	0.001
		13 -0.194	0.015	37.216	0.000
		14 0.068	-0.064	37.545	0.001
		15 -0.028	-0.070	37.603	0.001
		16 -0.032	0.068	37.680	0.002
		17 0.041	-0.086	37.808	0.003
		18 -0.057	-0.010	38.072	0.004
		19 -0.056	-0.130	38.336	0.005
		20 -0.034	-0.082	38.434	0.008

À partida, a série diferenciada parece estacionária. Esta conclusão vem confirmada pelos testes ADF.